N° 11F0027M au catalogue — N° 083
ISSN 1703-0412
ISBN 978-0-662-72657-9

Document analytique

Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE)

Tendances de l'accession à la propriété selon l'âge et le revenu du ménage : facteurs associés à la décision de devenir propriétaire, 1981 à 2006

par W. Mark Brown et Amélie Lafrance

Division de l'analyse économique

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit no 11F0027M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2013

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/reference/copyright-droit-auteur-fra.htm).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	provisoire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p<0,05$)

Tendances de l'accession à la propriété selon l'âge et le revenue du ménage : facteurs associés à la décision de devenir propriétaire, 1981 à 2006

par

W. Mark Brown et Amélie Lafrance
Statistique Canada, Division de l'analyse économique

11F0027M No. 083
ISSN 1703-0412
ISBN 978-0-662-72657-9

Les noms des auteurs sont inscrits en ordre alphabétique.

Série de documents de recherche sur l'analyse économique

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du secteur des comptes nationaux et des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises et à celui des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. On peut y accéder gratuitement sur Internet, à www.statcan.gc.ca.

Tous les documents de recherche de la série de documents de recherche sur l'analyse économique font l'objet d'un processus de révision institutionnelle et d'évaluation par les pairs afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'agence statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les documents dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Comité de révision des publications
Direction de l'analyse, Statistique Canada
18e étage, Immeuble R.-H.-Coats
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Remerciements

Les auteurs remercient John Baldwin, Sébastien LaRochelle-Coté, Hoda Shawki, Wulong Gu, Danny Leung, Ryan Macdonald et les participants à la Conférence socioéconomique 2011 de Statistique Canada de leurs commentaires constructifs.

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **9**

2 Traitement classique de la décision d'être propriétaire plutôt que locataire **10**

2.1 Ratio du coût de location au coût de propriété 11

2.2 Revenu du ménage 12

2.3 Contraintes d'emprunt 12

2.4 Le logement en tant qu'investissement 13

2.5 Caractéristiques démographiques des ménages 13

3 Tendances des taux d'accession à la propriété **14**

4 Données et méthodologie **21**

4.1 Ratio du coût de location au coût de propriété 23

4.2 Revenu permanent 26

4.3 Richesse 27

4.4 Statistiques descriptives 29

5 Résultats économétriques **31**

6 Conclusions **43**

7 Annexe : Appariement des scores de propension **44**

Bibliographie **48**

Résumé

La présente étude porte sur les raisons pour lesquelles les taux d'accession à la propriété ont augmenté chez les jeunes ménages à revenu élevé, mais ont baissé chez ceux à faible revenu. Les données sur les ménages pour la période allant de 1981 à 2006 tirées du Recensement de la population et complétées par des données de l'Enquête sur la sécurité financière sont utilisées pour modéliser la décision de devenir propriétaire selon la position sur la courbe de distribution du revenu. Le modèle est conçu pour déterminer si la conjoncture du marché du logement (p. ex. le coût de la location par opposition à celui de la propriété), la situation financière des ménages (p. ex. le fait que le ménage est suffisamment riche ou non pour pouvoir faire un versement comptant normal) et les facteurs démographiques (p. ex. l'évolution de la composition de la famille) expliquent ces tendances divergentes de la demande de logements.

Mots-clés : logement, choix du mode d'occupation du logement.

Sommaire

L'une des décisions financières les plus importantes que prennent les ménages canadiens est celle d'acheter plutôt que de louer leur logement. Pour les jeunes ménages, l'accession à la propriété peut représenter un défi financier, car les paiements hypothécaires représentent généralement une part importante du revenu du ménage. Pour les ménages plus âgés, le logement est souvent un actif important qui procure un revenu implicite considérable, exempt d'impôt, et qui peut éventuellement être liquidé afin d'être transformé en revenu. Donc, la décision de devenir propriétaire influe sur la situation financière du ménage tout au long de la vie. Il s'agit parallèlement d'une décision quant à la façon de se loger et d'investir l'épargne du ménage afin de financer la consommation future.

Selon des analyses récentes, au cours des quatre dernières décennies, les Canadiens ont manifesté une tendance croissante à acheter plutôt qu'à louer leur logement. Cependant, ces statistiques agrégées masquent des tendances divergentes selon la catégorie de revenu. Les taux d'accession à la propriété ont baissé chez les jeunes ménages à faible revenu, mais ont augmenté chez ceux à revenu élevé. Le tableau qui se dégage par conséquent est celui d'une tendance générale à la hausse des taux d'accession à la propriété, mais caractérisée par une concentration de l'accroissement de l'accès à la propriété à l'extrémité supérieure de la distribution du revenu.

Le présent article a pour but d'examiner la mesure dans laquelle les variations, du côté de la demande, des incitations économiques à devenir propriétaire expliquent les tendances divergentes de l'accession à la propriété le long de la courbe de distribution du revenu. En théorie, la décision de devenir propriétaire dépend en grande partie du coût de propriété comparativement au coût de location d'un logement équivalent, ainsi que du revenu et de la richesse du ménage. Si ces incitations économiques ont évolué différemment selon la position sur la courbe de distribution du revenu, les tendances divergentes de l'accession à la propriété observées chez les ménages à faible revenu et à revenu élevé peuvent être reliées en partie à ces forces économiques classiques. Sinon, il pourrait être nécessaire d'étendre la portée des travaux à venir au côté de l'offre du marché.

La présente étude tient également compte d'une gamme de facteurs sociodémographiques qui peuvent eux aussi sous-tendre ces tendances divergentes. Depuis 1981, le profil démographique des ménages a évolué : la proportion de couples avec enfants a diminué, et celle de personnes seules, lesquelles sont moins susceptibles d'être propriétaires, a augmenté. En outre, ce mouvement a été plus prononcé chez les jeunes ménages à faible revenu que chez les autres.

En testant l'association entre les caractéristiques économiques et démographiques des ménages et la décision d'accéder à la propriété selon la position sur la courbe de distribution du revenu, on fournit ici deux types de renseignements. Premièrement, on détermine dans quelle mesure les incitations économiques associées à la décision de devenir propriétaire peuvent expliquer les tendances divergentes de l'accession à la propriété le long de la distribution du revenu. Autrement dit, les changements observés reflètent-ils simplement l'évolution de la demande sur le marché du logement? Deuxièmement, si ces forces économiques ne permettent pas d'expliquer les tendances divergentes de l'accession à la propriété, les données suggèrent qu'il s'est produit sur le marché du logement un changement structurel important qui a eu un effet différentiel le long de la courbe de distribution du revenu. Le cas échéant, les travaux de recherche entrepris à l'avenir devront comprendre des sujets autres que les incitations économiques classiques associées à la décision d'être propriétaire d'un logement.

Quelles sont les tendances globales de l'accession à la propriété?

De 1981 à 2006, de plus en plus de Canadiens ont choisi d'acheter leur logement au lieu de le louer. Durant cette période, le taux d'accession à la propriété au Canada a augmenté de 7 points de pourcentage, pour passer de 62 % à 69 %. Cette tendance aurait vraisemblablement été plus prononcée si ce n'eût été la tendance des Canadiens à retarder la création d'une famille, qui coïncide souvent avec l'achat d'une première résidence.

Bien que l'accession à la propriété devienne une alternative à la location de plus en plus répandue, cela n'est pas le cas de tous les ménages. Chez les couples de 20 à 39 ans avec enfants du quintile inférieur de revenu, l'accession à la propriété a reculé, pour passer de 47 % à 35 % entre 1981 et 2006, alors que chez ceux du quintile supérieur de revenu, elle a augmenté, pour passer de 88 % à 94 %.

Les personnes hors famille se sont également tournées progressivement vers la propriété. Chez ce groupe, il en est ainsi tant des ménages à faible revenu que de ceux à revenu élevé, mais la tendance est plus prononcée chez ces derniers. Les jeunes personnes hors famille, de 20 à 39 ans, appartenant au quintile inférieur de revenu ont vu leur taux d'accession à la propriété passer de 9 % à 17 %, tandis que les ménages de même genre du quintile supérieur de revenu ont vu leur taux passer de 38 % à 60 %.

Quels sont les facteurs associés à la décision de devenir propriétaire?

Comme prévu, les ménages sont plus susceptibles de choisir d'être propriétaire de leur logement quand le coût de la location est plus élevé que celui de la propriété, résultat qui donne à penser que les logements locatifs sont des substituts des logements occupés par leur propriétaire et vice-versa. Cependant, cela n'est vrai que pour les ménages à faible et à moyen revenu. Pour ceux du quintile supérieur de revenu, il ne se dégage aucune association entre le coût relatif de location et l'accession à la propriété. Il existe peu de preuves d'une interaction entre le marché des logements locatifs et celui des logements occupés par leur propriétaire à l'extrémité supérieure de la courbe de distribution du revenu. Les ménages sont davantage portés à acheter lorsque le ratio du prix des maisons aux loyers est plus élevé. Un ratio prix-loyer à la hausse concorde avec des augmentations prévues plus importantes des prix des maisons qui font de l'immobilier un marché plus intéressant où investir l'épargne des ménages. Naturellement, les ménages sont moins susceptibles d'opter pour la propriété lorsqu'augmente le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu.

Il s'avère aussi que les ménages dont le revenu permanent est élevé et qui sont suffisamment riches pour faire un versement comptant normal sont plus susceptibles d'être propriétaires. Cette constatation concorde avec le fait que la propriété d'un logement offre de plus grands avantages fiscaux aux propriétaires à revenu élevé dont le taux d'imposition marginal est élevé. Elle concorde également avec le fait que les contraintes d'emprunt (c.-à-d. l'exigence d'un versement comptant minimal) influent négativement sur la capacité des ménages à financer l'achat d'un logement.

Dans quelle mesure les facteurs économiques expliquent-ils les tendances divergentes quant au choix du mode d'occupation du logement selon le quintile de revenu et le genre de ménage?

Après neutralisation de l'effet des incitations économiques classiques du côté de la demande, les tendances qui se dégagent des données persistent généralement. En termes relatifs, et parfois absolus, les ménages à faible revenu sont moins susceptibles d'être propriétaires que

les ménages à revenu élevé. Il semble y avoir eu sur le marché du logement un changement structurel qui ne peut pas être expliqué entièrement par les facteurs de la demande.

La neutralisation de l'effet des incitations du côté de la demande révèle qu'un changement important a eu lieu sur le marché du logement entre 1981 et 1986. Au cours de cette période, la probabilité d'être propriétaire de son logement a diminué considérablement, et le recul a persisté jusqu'à la fin de la période de référence de l'étude.

1 Introduction

L'une des décisions financières les plus importantes que prennent les ménages canadiens est celle d'acheter plutôt que de louer leur logement[1]. Pour les jeunes ménages, l'accession à la propriété peut représenter un défi financier, car les paiements hypothécaires représentent généralement une part importante du revenu du ménage (Hamilton, 2001). Pour les ménages plus âgés, le logement est souvent un actif important qui fournit un revenu implicite considérable, exempt d'impôt (Brown et coll., 2010) et qui peut éventuellement être liquidé afin de le transformer en revenu. Par conséquent, la décision de devenir propriétaire influe sur la situation financière du ménage tout au long de la vie. Il s'agit parallèlement d'une décision quant à la façon de se loger et d'investir l'épargne du ménage afin de financer la consommation future.

Au cours des quatre dernières décennies, en moyenne, de plus en plus de ménages canadiens ont choisi d'acheter leur logement au lieu de le louer. De 1971 à 2006, le taux d'accession à la propriété est passé de 63 % à 70 % (Hou, 2010). Toutefois, ces statistiques agrégées masquent des tendances divergentes selon la catégorie de revenu et le type de famille constituant le ménage. Au cours de la même période de 35 ans, chez les jeunes ménages de 20 à 34 ans du quintile inférieur de revenu, le taux d'accession à la propriété a chuté, pour passer de 31 % à 19 %, tandis que chez ceux du quintile supérieur de revenu, le taux d'accession à la propriété est passé de 38 % à 77 %. La ventilation plus poussée des données afin de tenir compte de la structure familiale révèle la même tendance de base. Chez les jeunes couples avec enfants, le taux d'accession à la propriété a diminué dans le quintile inférieur de revenu (pour passer de 42 % à 37 %), mais a augmenté dans le quintile supérieur (pour passer de 65 % à 94 %). Chez les personnes jeunes hors famille, le taux d'accession à la propriété a augmenté tant dans le quintile inférieur (pour passer de 9 % à 14 %) que supérieur (pour passer de 13 % à 60 %) de revenu, mais la tendance à accéder à la propriété était plus prononcée à l'extrémité supérieure de la distribution du revenu (Hou, 2010). Le tableau qui se dégage donc est celui d'une tendance à la hausse générale de l'accession à la propriété, mais caractérisée par un accroissement plus important à l'extrémité supérieure de la distribution du revenu.

Le présent article a pour but de déterminer dans quelle mesure les incitations économiques à devenir propriétaire déterminées par la demande du marché expliquent les tendances divergentes de l'accession à la propriété selon la catégorie de revenu et le type de famille. En théorie, la décision de devenir propriétaire dépend de plusieurs facteurs, y compris le coût de la location comparativement au coût de la propriété d'un logement équivalent, le revenu du ménage et la richesse de ce dernier. Un déséquilibre entre le marché des logements locatifs et celui des logements occupés par leur propriétaire incitera les ménages à passer de l'un à l'autre. Comme les revenus (implicites) provenant du logement ne sont pas imposés, dans un régime fiscal progressif, l'incitation à accéder à la propriété est plus grande pour les ménages à revenu élevé que pour les autres. De même, les ménages ayant accumulé plus de richesse sont plus susceptibles que les autres de surmonter les contraintes d'emprunt. Si ces incitations économiques varient en fonction de la position sur la courbe de distribution du revenu, les tendances divergentes de l'accession à la propriété des ménages à revenu faible et à revenu élevé peuvent être attribuées en partie à ces forces économiques. Si ces facteurs liés à la demande classiques n'expliquent pas ces tendances de l'accession à la propriété, il pourrait

1. En moyenne, les logements occupés par leur propriétaire représentaient environ 40 % de l'actif des ménages, et les emprunts hypothécaires représentaient 62 % du passif des ménages pour le secteur des ménages et des entreprises individuelles en 2009 (tableau CANSIM 378-0051).

être nécessaire d'étendre la portée des travaux à venir afin d'inclure l'offre du marché comme élément à l'étude.

L'étude tient également compte d'une gamme de facteurs sociodémographiques qui peuvent aussi sous-tendre ces tendances divergentes. Ainsi, les personnes hors famille sont moins susceptibles d'être propriétaires que les couples, particulièrement ceux ayant des enfants. Depuis 1971, le profil démographique des ménages a subi une évolution : la proportion des couples avec enfants a diminué et celle des personnes seules a augmenté. En outre, ce mouvement a été le plus prononcé chez les jeunes ménages à faible revenu (Hou, 2010).

En testant l'association entre les caractéristiques économiques et démographiques des ménages, d'une part, et la décision d'acheter au lieu de louer un logement, d'autre part, pour les divers quintiles de la distribution du revenu, la présente étude permet de déterminer dans quelle mesure les facteurs économiques canoniques associés à la décision de devenir propriétaire peuvent expliquer les tendances divergentes de l'accession à la propriété le long de la courbe de distribution du revenu. L'étude vise aussi à préciser si ces changements reflètent simplement l'évolution de la demande sur le marché du logement. Sont examinées la question de savoir si le ratio du coût de location au coût de propriété a évolué au fil du temps et celle de savoir si le coût d'un logement occupé par le propriétaire équivalent a évolué en faveur des ménages situés à l'extrémité supérieure de la courbe de distribution du revenu. Est également posée la question de savoir si l'accès à suffisamment de richesse pour pouvoir faire un versement comptant normal est un facteur qui réduit la tendance des ménages à faible revenu à entrer sur le marché du logement. Enfin, le lien est fait entre les variations de ces déterminants de la demande de logements et les résultats. Si ces facteurs canoniques ne permettent pas d'expliquer les tendances divergentes de l'accession à la propriété, il est probable que le marché du logement a subi un changement structurel important qui a eu un effet différentiel le long de la courbe de distribution du revenu. Le cas échéant, les travaux de recherche à venir devront se concentrer davantage sur l'évolution des conditions du côté de l'offre et rechercher des caractéristiques inobservées des sous-populations en question susceptibles d'avoir une incidence sur la décision d'accéder à la propriété.

L'article se poursuit comme suit. La section 2 comprend un exposé des facteurs qui, en principe, devraient influer sur le choix d'être propriétaire plutôt que locataire de son logement. Il est suivi, à la section 3, par une analyse descriptive en vue de répondre à la question de savoir si les tendances des taux d'accession à la propriété ont différé au cours du temps selon la catégorie de revenu et le type de famille, et dans quelle mesure les taux agrégés d'accession à la propriété sont expliqués par des variations de la structure familiale. Les deux autres sections importantes de l'article ont trait à l'analyse multivariée du choix d'accéder à la propriété. La section 4 présente le modèle qui doit être estimé et l'élaboration détaillée des données requises pour l'estimation. La section 5 présente les estimations multivariées. Vient enfin la section réservée aux conclusions.

2 Traitement classique de la décision d'être propriétaire plutôt que locataire

La décision de louer ou d'acheter son logement est l'une des plus importantes que doivent prendre les ménages. Elle englobe une décision touchant à la forme que prendra la consommation des services de logement et la façon dont l'épargne du ménage sera investie. Le premier élément a trait à la question de savoir s'il est plus avantageux pour un ménage de louer des services de logement auprès d'un propriétaire ou de se fournir les services en étant

soi-même le propriétaire du logement. Le deuxième élément est lié à la question de savoir si le ménage s'attend à obtenir un taux de rendement plus élevé (corrigé du risque) en investissant son épargne dans un logement plutôt que dans d'autres formes de placements. Les deux raisons qui motivent l'accession à la propriété sont examinées dans la discussion qui suit.

Dans le traitement classique lié à la demande, le choix du mode d'occupation du logement est fait en tenant compte du coût de la location comparativement à celui de la propriété, ainsi que du revenu, de la richesse et d'une série de caractéristiques démographiques du ménage (voir, par exemple, Goodman [1988]). On discute de chacun de ces facteurs sous-jacents ci-après dans l'ordre énoncé.

2.1 Ratio du coût de location au coût de propriété

D'un point de vue strictement théorique, si le ménage était parfaitement prescient et qu'il n'existait pas de frais de passation de contrat, le ménage aurait une attitude neutre à l'égard de la propriété et de la location de son logement (Hansen et Skak, 2005). Dans ce cadre conceptuel, les coûts d'usage du capital (C) et les loyers (R) fourniraient des mesures équivalentes des services de logement. On peut concevoir le coût d'usage d'un actif dans les conditions d'équilibre comme le prix que le propriétaire de cet actif demanderait pour le louer pendant une période donnée. Il est égal au coût de renonciation des fonds utilisés pour acheter l'actif auquel s'ajoutent la dépréciation, les frais d'entretien et les impôts fonciers au cours de la période pendant laquelle l'actif est loué, et dont est soustraite l'appréciation prévue de la valeur de l'actif. Mathématiquement, le coût d'usage du capital est donné par

$$C_t = (r_t + z_t - a_t) P_t = R_t, \tag{1}$$

où, pour une année t donnée, r est le taux de rendement du capital; z représente les taux combinés de dépréciation, d'entretien et d'assurance, plus le taux d'impôt foncier; a représente le taux prévu d'appréciation; et P est le prix du logement.

Le loyer est inclus dans l'équation (1) parce qu'à l'équilibre, on s'attend à ce que le coût d'usage d'un logement soit égal au tarif de location. Si le coût d'usage du capital est inférieur (supérieur) au tarif de location, les agents seront incités, à la marge, à passer de la location (propriété) à la propriété (location). Cela exercera une pression à la hausse (baisse) sur les prix des logements et une pression à la baisse (hausse) sur les tarifs de location. Le coût de la location par rapport à celui de la propriété n'influencera la décision des ménages quant au mode d'occupation du logement que si le marché du logement est en déséquilibre.

Naturellement, l'égalisation des tarifs de location et des coûts d'usage du capital dépend d'un ensemble d'hypothèses qui ne sont pas forcément réalisées (Gillingham, 1983), parce qu'il existe d'autres forces qui influent sur les coûts d'usage du capital ainsi que sur les loyers et, plus généralement, sur la décision de devenir propriétaire. Comme l'ont fait remarquer Halket et Pignatti (2010), de nombreuses frictions favorisent la location, dont les coûts plus élevés de transaction associés à l'accession à la propriété (voir Haurin et Gill [2002] et Díaz et Luengo-Prado [2008]). Mais il existe aussi des frictions qui favorisent la propriété. Par exemple, le loyer imputé n'est pas imposé. Dans un régime fiscal progressif, cela représentera pour les particuliers dont le revenu est élevé une incitation à acheter plutôt qu'à louer leur logement (Swan [1981], tel que cité dans Hansen et Skak [2005]). En outre, contrairement aux propriétaires-occupants, les locataires n'assument pas le coût total de la consommation du

logement[2], ce qui donne lieu à des taux plus élevés de dépréciation. Le propriétaire transfère ces coûts supplémentaires au locataire sous forme d'un loyer plus élevé qui est supérieur à celui que s'imposerait personnellement le propriétaire-occupant pour le même actif (Henderson et Ioannides, 1983). Que le coût de la propriété soit ou non systématiquement supérieur ou inférieur au coût de la location, la valeur relative de ces coûts peut influer sur le choix du mode d'occupation du logement des ménages, un choc touchant l'un ou l'autre mode pouvant entraîner un plus grand nombre de ménages à faire un échange entre les deux modes.

2.2 Revenu du ménage

Comme il est mentionné plus haut, on s'attend à ce que les ménages soient propriétaires plutôt que locataires lorsque leurs revenus augmentent, parce que les revenus implicites provenant d'un logement occupé en propriété ne sont pas imposés. D'aucuns soutiennent aussi que, puisque la consommation du ménage et son mode d'occupation du logement sont des décisions de long terme, il convient d'utiliser le revenu permanent pour mesurer la propension d'un ménage à devenir propriétaire (Haurin et coll., 1996).

Le niveau de revenu n'est pas le seul facteur qui a une incidence sur la décision concernant le logement. Une abondante littérature théorique et empirique fait ressortir le rôle de l'incertitude au sujet des niveaux de revenu dans le choix du mode d'occupation du logement (Fu, 1995; Robst et coll., 1999), rôle particulièrement pertinent pour les jeunes ménages (Fisher et Gervais, 2009). En théorie, la relation entre le risque lié aux revenus et l'accession à la propriété est ambiguë (Fu, 1995; Fisher et Gervais, 2009). D'une part, l'incitation à épargner est d'autant plus importante que l'incertitude est grande. À son tour, une épargne plus importante facilitera la transition de la location à la propriété du logement. D'autre part, la valeur de l'option d'attendre avant d'acheter augmente avec l'incertitude des revenus futurs[3] lorsque les coûts de transaction sont proportionnels à la valeur de l'actif (Fisher et Gervais, 2009). La plupart des études ayant pour objectif d'évaluer l'effet de l'incertitude sur l'accession à la propriété aboutissent à une relation négative (Robst et coll., 1999; Diaz-Serrano, 2005; Fisher et Gervais, 2009) et leurs auteurs constatent que l'effet est le plus prononcé chez les jeunes ménages qui sont les moins aptes à absorber un choc de revenu (Díaz et Luengo-Prado, 2008).

2.3 Contraintes d'emprunt

Comme la plupart des ménages ne sont pas suffisamment riches pour pouvoir acheter leur logement au comptant, ils dépendent du marché hypothécaire. Habituellement, les banques limitent les prêts qu'elles sont disposées à consentir en se basant sur les exigences minimales concernant le versement comptant et la part du revenu du ménage requise pour maintenir les paiements. Linneman et Wachter (1989) ont constaté une relation négative importante entre les contraintes d'emprunt liées au revenu ainsi qu'à la richesse et l'accession à la propriété. Haurin

2. Les locataires n'assument pas le coût complet de l'utilisation d'un logement, parce qu'il n'est pas possible de spécifier dans les contrats de location toutes les contingences qui permettraient de tenir compte de l'accroissement de la dépréciation causée par un locataire particulier. Étant donné qu'ils n'assument pas le coût complet de l'utilisation de l'actif, les locataires causeront une plus grande dépréciation du logement que les propriétaires-occupants du même logement. Dans le cadre normalisé du coût d'usage du capital, cela implique que les taux de dépréciation sont plus élevés pour le propriétaire qui donne son actif en location que pour le propriétaire-occupant du même actif. D'où, toutes choses étant égales par ailleurs, cela coûte plus cher de louer que de posséder un logement donné. Cette situation est analogue au problème classique du « marché des citrons » (Akerlof, 1970).
3. Voir Pindyck (1991) pour un traitement classique de la valeur d'option de l'investissement sous des conditions d'irréversibilité et d'incertitude, et Burda (1995) pour une application (approximativement) analogue à la décision de migrer.

et coll. (1997) ont obtenu des résultats comparables en tenant compte en outre de l'endogénéité du revenu et de la richesse en ce qui a trait à l'accession à la propriété. Des travaux subséquents confirment aussi l'importance des contraintes d'emprunt (Bourassa et Hoesli, 2010).

2.4 Le logement en tant qu'investissement

La décision quant au mode d'occupation du logement dépend non seulement de la question de savoir comment les services de logement sont fournis, mais aussi de la façon dont les ménages choisissent de déployer leur épargne, car le logement occupé en propriété est également une forme d'investissement (Goodman, 1988). Autrement dit, si les gains en capital découlant de la propriété attendus augmentent (diminuent), les ménages seront davantage incités à acheter (louer) plutôt qu'à louer (acheter) un logement, indépendamment du coût relatif de l'accession à la propriété et de la location (si l'on suppose que les propriétaires-occupants et les investisseurs s'attendent aux mêmes gains en capital).

Pour l'illustrer plus clairement, considérons deux unités en copropriété identiques, l'une occupée par le propriétaire et l'autre louée par un investisseur. Toutes choses étant égales par ailleurs, le coût d'usage du capital est le même pour le propriétaire-occupant et pour l'investisseur. Donc, si le marché du logement est en équilibre, le loyer demandé par l'investisseur sera égal au coût d'usage du capital encouru par le propriétaire-occupant pour la même unité. Si l'appréciation prévue du prix des maisons s'accroît, le coût d'usage du propriétaire-occupant et de l'investisseur diminuera. Si les prix s'ajustent librement, le ratio du coût de location au coût de propriété ne change pas. Cependant, le ratio prix-loyer du logement augmente, à la fois parce que les taux d'appréciation plus élevés attendus aboutiront à un prix plus élevé pour la copropriété et parce que le loyer aura baissé. C'est en se fondant sur ce raisonnement que Goodman (1988) a soutenu que le ratio prix-loyer du logement devrait être pris en considération pour évaluer les facteurs qui influencent le choix que font les ménages de louer plutôt que d'acheter leur logement. Toutefois, cette interprétation doit être traitée avec une certaine prudence, parce que le ratio prix-loyer ne dépend pas seulement des gains en capital espérés. Par exemple, une baisse des taux d'intérêt pourrait également déclencher une hausse des prix des maisons relativement aux loyers, car les prix des maisons augmentent en réaction à la baisse des taux d'intérêt (Smith et Smith, 2006).

2.5 Caractéristiques démographiques des ménages

Les incitations à accéder à la propriété par opposition à louer varient au cours du cycle de vie. Les jeunes ménages n'ont pas encore eu le temps d'accumuler suffisamment de richesse pour faire un versement comptant, ce qui les oblige à retarder l'achat d'un logement. Par conséquent, les contraintes d'emprunt pourraient limiter davantage ces ménages. De surcroît, comme ils sont plus mobiles, les jeunes ménages sont moins disposés à assumer les coûts de transaction associés à l'achat d'une maison et, par conséquent, sont plus portés à louer. D'où, même si l'on tient compte de l'effet des contraintes d'emprunt, les jeunes ménages pourraient être moins enclins à accéder à la propriété.

La conclusion essentielle qui se dégage de la théorie est que les locataires peuvent avoir de fortes incitations à accéder à la propriété, et inversement, selon l'évolution de la conjoncture économique. La mesure dans laquelle cette conjoncture influe sur la décision d'acheter par opposition à louer le logement est une question empirique qui est abordée dans les sections qui suivent.

3 Tendances des taux d'accession à la propriété

Avant d'examiner les facteurs qui influent sur la décision d'un ménage de louer ou d'acheter un logement, il est bon de dégager les grandes tendances de l'accession à la propriété au Canada. Ces tendances sont d'abord établies pour l'ensemble des logements, puis selon le type de logement en s'appuyant sur le Recensement de la population (1981 à 2006). Dans l'analyse multivariée qui suit, une routine est employée pour apparier les logements occupés en propriété et en location afin de calculer le ratio du coût de location au coût de propriété. Cet exercice aboutit à une perte de 5 % de l'échantillon, à cause de mauvais appariements. Afin qu'il y ait concordance avec l'échantillon utilisé pour l'analyse multivariée, les statistiques descriptives qui suivent sont fondées sur l'échantillon réduit[4].

Au cours de la période de référence de l'étude, le taux d'accession à la propriété a augmenté au Canada (voir le tableau 1 et le graphique 1). Au début de la période, le taux d'accession à la propriété a augmenté lentement, la hausse n'étant que de 2 points de pourcentage au cours des 15 premières années. Toutefois, après 1996, il a augmenté plus rapidement, enregistrant une hausse de 5 points de pourcentage en 10 ans seulement.

Comme prévu, la prévalence de l'accession à la propriété augmente avec l'âge et avec le revenu (voir le tableau 1). La plupart des ménages passent de la location à l'accession à la propriété dans la vingtaine et dans la trentaine. Au moment où les ménages entrent dans le groupe des 30 à 39 ans, environ 6 sur 10 sont propriétaires. Par conséquent, ce sont ces jeunes ménages auxquels est accordée le plus d'attention dans les analyses descriptives et multivariées qui suivent.

Avant d'examiner plus en profondeur les tendances de l'accession à la propriété chez les jeunes ménages, il convient de noter les tendances de l'accession à la propriété chez les ménages âgés. Les ménages du groupe des 70 ans et plus ont affiché certaines des hausses les plus importantes du taux d'accession à la propriété au cours de la période étudiée. En 1981, deux de ces ménages âgés sur trois étaient propriétaires d'un logement. En 2006, la proportion était passée à 8 sur 10. Cette tendance s'observe dans la plupart des quintiles de revenu (voir le tableau 1). La hausse des taux d'accession à la propriété chez les ménages âgés découle de taux plus élevés d'accession à la propriété chez les cohortes d'âge successives au cours de cette période (Hou, 2010) et du fait que les gens vivent peut-être plus longtemps dans leur propre logement alors qu'ils vieillissent.

Comme il est mentionné dans l'introduction, les tendances agrégées de l'accession à la propriété masquent des différences entre les diverses catégories de ménages définies selon le revenu et le type de famille.

4. Ces estimations diffèrent légèrement de celles présentées dans Hou (2010) en raison de différences de groupes d'âge et parce que les statistiques descriptives sont fondées sur un échantillon apparié de propriétaires et de locataires où 5 % de l'échantillon est perdu en raison de mauvais appariements entre les logements occupés en propriété et en location. La routine d'appariement est exposée plus en détail en annexe.

Tableau 1

Taux d'accession à la propriété selon le groupe d'âge et le quintile de revenu, 1981 à 2006

	1981	1986	1991	1996	2001	2006
	taux d'accession à la propriété (pourcentage)					
Tous les ménages	62	63	63	64	66	69
Groupe d'âge						
20 à 29 ans	33	31	29	28	29	34
30 à 39 ans	65	62	59	58	59	63
40 à 49 ans	74	73	72	70	71	73
50 à 59 ans	75	76	76	75	76	77
60 à 69 ans	70	73	73	75	76	77
70 ans et plus	66	69	71	74	77	78
Quintile inférieur						
Groupe d'âge						
20 à 29 ans	13	12	10	9	11	13
30 à 39 ans	33	28	24	22	24	26
40 à 49 ans	43	40	35	33	34	37
50 à 59 ans	51	50	47	45	45	46
60 à 69 ans	55	55	54	53	55	53
70 ans et plus	56	54	56	52	57	56
Deuxième quintile						
Groupe d'âge						
20 à 29 ans	22	22	21	19	21	26
30 à 39 ans	48	44	41	38	41	44
40 à 49 ans	58	57	52	50	51	55
50 à 59 ans	64	66	65	63	63	64
60 à 69 ans	70	73	73	75	76	76
70 ans et plus	71	73	73	75	78	78
Quintile médian						
Groupe d'âge						
20 à 29 ans	37	35	35	36	37	44
30 à 39 ans	64	60	61	58	61	64
40 à 49 ans	72	70	69	67	70	72
50 à 59 ans	75	76	76	75	76	77
60 à 69 ans	76	79	81	83	85	85
70 ans et plus	74	77	80	82	85	86
Quatrième quintile						
Groupe d'âge						
20 à 29 ans	51	49	49	53	51	62
30 à 39 ans	76	75	75	76	76	81
40 à 49 ans	81	81	81	82	83	85
50 à 59 ans	82	84	84	85	85	87
60 à 69 ans	81	84	86	88	89	90
70 ans et plus	77	81	84	87	89	90
Quintile supérieur						
Groupe d'âge						
20 à 29 ans	60	59	59	62	59	74
30 à 39 ans	84	84	83	85	85	90
40 à 49 ans	89	90	90	91	92	94
50 à 59 ans	89	91	92	92	93	95
60 à 69 ans	86	89	91	92	93	95
70 ans et plus	81	85	88	91	93	94

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

La prévalence de l'accession à la propriété augmente régulièrement du quintile inférieur au quintile supérieur pour chaque groupe d'âge (voir le tableau 1). Au fil du temps, les hausses du taux d'accession à la propriété ont été les plus faibles dans les quintiles de revenu inférieurs, particulièrement chez les jeunes ménages (c.-à-d. ceux appartenant aux groupes des 20 à 29 ans et des 30 à 39 ans). Les tendances de l'accession à la propriété suivent une courbe en forme de U ou en forme de U non fini, les taux baissant d'une manière générale jusqu'en 1996 puis augmentant par après. Dans l'ensemble, ces jeunes ménages à faible revenu n'ont vu augmenter que modestement leur taux d'accession à la propriété au cours de la période de référence de 25 ans. En revanche, les taux ont sans cesse augmenté chez les ménages du quintile supérieur de revenu, quoique la plus grande partie de la progression ait eu lieu au cours des années 2000 pour les jeunes ménages.

La question de savoir pourquoi l'accession à la propriété des jeunes ménages à faible revenu a reculé, de manière relative et, dans certains cas, de manière absolue, demeure ouverte. Les données recueillies aux États-Unis donnent à penser que cette tendance émane, en partie, de la propension croissante des individus à retarder la création d'une famille, laquelle est associée positivement à la transition de la location à l'accession à la propriété (Fisher et Gervais, 2009).

La répartition de l'échantillon entre les genres de ménages selon le quintile de revenu est présentée au tableau 2 pour les groupes d'âge les plus jeunes (20 à 29 ans et 30 à 39 ans). Pour tous les quintiles de revenu, la proportion de couples avec enfants a diminué, tandis que celle des personnes hors famille a augmenté. Toutefois, le recul de la création d'une famille était le plus prononcé chez les ménages à faible revenu. Dans le quintile inférieur de revenu, la proportion de couples avec enfants est passée de 25 % à 14 % entre 1981 et 2006, tandis que la proportion de personnes hors famille est passée de 39 % à 53 %. Par contre, dans le quintile supérieur de revenu, la structure démographique est demeurée en grande partie statique au cours de la période.

La remise à plus tard de la création de la famille illustrée au tableau 2 pourrait avoir une incidence importante sur les taux globaux d'accession à la propriété si les personnes hors famille sont moins susceptibles que les autres de devenir propriétaires. Donc, une explication simple de l'état stationnaire ou du recul de l'accession à la propriété chez les jeunes ménages à faible revenu pourrait tenir à l'évolution de la structure familiale entre 1981 et 2006[5].

Un moyen d'évaluer l'effet de cette évolution de la structure familiale consiste à imposer la condition contrefactuelle voulant que la structure familiale des ménages n'ait pas évolué au cours de la période et à se demander quelle aurait été la variation du taux d'accession à la propriété dans un tel cas. Mathématiquement, cette condition contrefactuelle peut être calculée à partir de ce qui suit :

$$\tilde{r}_{t+n} = \sum_f s_{ft} r_{ft+n}, \qquad (2)$$

où s représente la proportion de la catégorie familiale f au début de la période t (1981); r représente le taux d'accession à la propriété et n représente le nombre d'années écoulées depuis le début de la période.

5. En raison d'économies d'échelle éventuelles au niveau du ménage, les couples dont les deux conjoints travaillent pourraient trouver qu'il est plus facile d'acheter une maison (p. ex. parce qu'il est plus facile pour eux d'économiser en vue de faire un versement comptant pour une maison). Afin de vérifier cette possibilité, le revenu du ménage a été divisé par la racine carrée de la taille du ménage. Les taux d'accession à la propriété et les tendances connexes observées pour les divers quintiles de revenu fondés sur ce revenu ajusté ne différaient pas qualitativement de ceux fondés sur les niveaux de revenu non ajustés.

Le graphique 1 présente l'évolution des taux réels et contrefactuels d'accession à la propriété pour l'ensemble des ménages entre 1981 et 2006.

Tableau 2

Distribution des ménages de 20 à 39 ans dans l'échantillon, selon le type de famille, 1981 à 2006

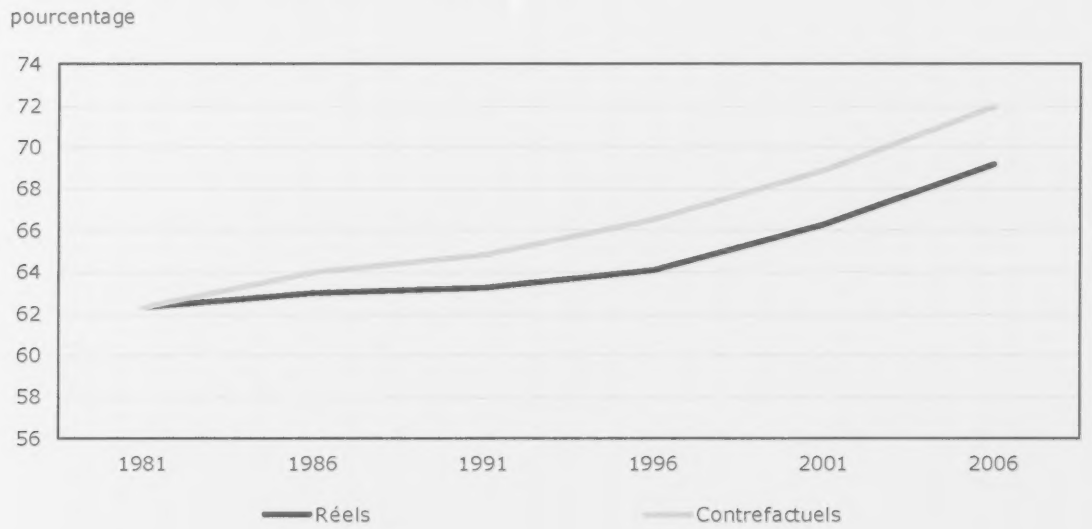
	1981	1986	1991	1996	2001	2006
	proportion de ménages (pourcentage)					
Quintile inférieur						
Type de famille						
Couple avec enfants	25.2	22.0	18.7	18.0	16.4	13.6
Couple sans enfant	9.7	9.5	8.8	8.2	9.1	10.3
Père seul	0.8	1.2	1.3	1.6	1.4	1.3
Mère seule	24.8	27.3	27.8	28.5	25.3	22.1
Personne hors famille	39.4	40.1	43.4	43.6	47.7	52.7
Deuxième quintile						
Type de famille						
Couple avec enfants	41.5	38.8	35.2	33.4	30.2	29.2
Couple sans enfant	15.5	15.9	14.8	13.7	14.0	15.5
Père seul	0.9	1.1	1.3	1.5	1.8	1.7
Mère seule	8.1	10.1	10.7	14.1	14.1	13.5
Personne hors famille	34.1	34.1	38.0	37.3	40.0	40.0
Quintile médian						
Type de famille						
Couple avec enfants	56.4	52.7	51.8	47.7	47.1	43.0
Couple sans enfant	20.0	19.1	20.0	18.6	20.1	21.8
Père seul	0.9	1.1	1.2	1.3	1.5	1.4
Mère seule	2.9	4.5	4.1	5.7	5.8	5.4
Personne hors famille	19.8	22.6	22.9	26.8	25.4	28.4
Quatrième quintile						
Type de famille						
Couple avec enfants	61.7	61.9	59.6	59.8	55.0	54.0
Couple sans enfant	25.1	22.7	24.9	22.5	25.8	27.0
Père seul	0.7	0.9	0.8	0.9	0.9	0.9
Mère seule	1.5	2.1	1.8	2.5	2.6	2.4
Personne hors famille	10.9	12.4	12.9	14.3	15.7	15.8
Quintile supérieur						
Type de famille						
Couple avec enfants	60.6	61.9	60.0	61.6	58.0	59.1
Couple sans enfant	27.6	26.2	27.2	25.9	28.8	29.6
Père seul	0.6	0.8	0.6	0.5	0.6	0.6
Mère seule	1.2	1.6	1.2	1.5	1.6	1.4
Personne hors famille	10.1	9.5	11.0	10.5	11.0	9.3

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Deux conclusions peuvent être tirées du graphique 1. Premièrement, les changements de structure familiale ont eu un effet significatif sur les taux d'accession à la propriété entre 1981 et 1996. Alors que les taux d'accession à la propriété déclarés, comme il est mentionné plus haut, ont augmenté d'environ 2 points de pourcentage au cours de la période, ils auraient augmenté de 4 points de pourcentage si la structure familiale n'avait pas changé. Deuxièmement, après 1996, les changements de structure familiale ont eu peu d'effet sur l'accession à la propriété, comme en témoigne le fait que l'écart entre les deux courbes est resté en grande partie inchangé. Donc, de 1981 à 1996, les taux d'accession à la propriété auraient augmenté plus fortement si la structure familiale n'avait pas évolué au cours de la période. Tout au long de la période, lorsque l'on neutralise l'effet de la structure familiale, on constate que les ménages canadiens ont de plus en plus choisi l'accession à la propriété de préférence à la location de leur logement.

Graphique 1

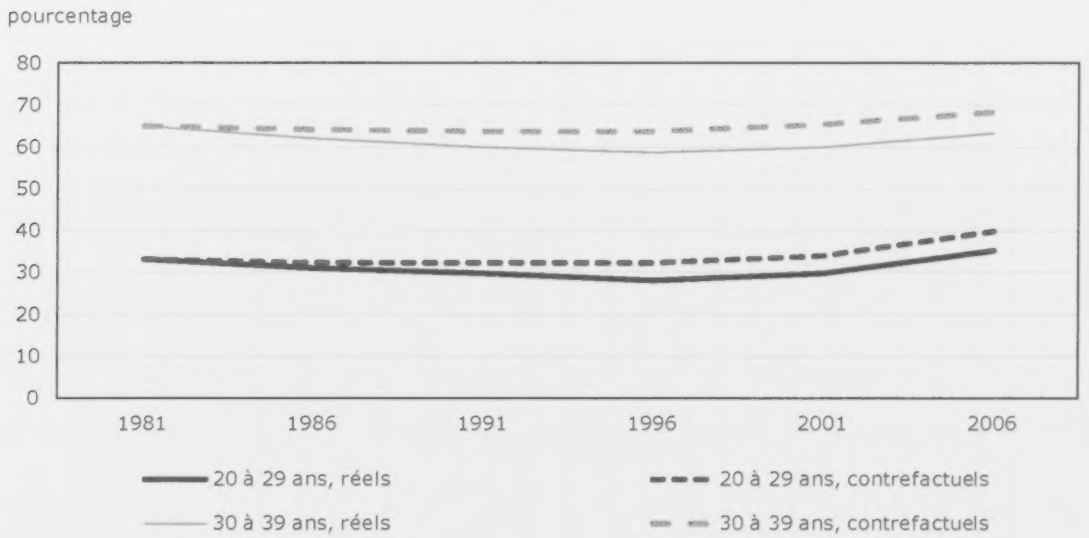
Taux d'accession à la propriété réels et contrefactuels (après prise en compte de la structure familiale), 1981 à 2006



Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

La structure familiale est l'élément qui a eu l'effet le plus important chez les groupes d'âge les plus jeunes. Par conséquent, c'est chez ces groupes d'âge que les tendances de l'accession à la propriété pourraient être les plus influencées par l'évolution de la conjoncture économique étudiée ici. Le graphique 2 donne les taux réels et contrefactuels d'accession à la propriété pour les deux groupes d'âge les plus jeunes. Comme pour l'effet de la structure familiale sur les taux globaux d'accession à la propriété, la neutralisation de l'effet de la structure familiale a une forte incidence sur les taux au cours de la période allant de 1981 à 1996. La baisse des taux d'accession à la propriété chez ces jeunes groupes d'âge est attribuable en grande partie à l'évolution de la structure familiale. Par exemple, pour le groupe des 30 à 39 ans, le taux réel d'accession à la propriété en 1996 était d'environ 58 %, tandis que le taux contrefactuel était de 64 %, ce qui représente un écart de 6 points de pourcentage.

Graphique 2
Taux d'accession à la propriété réels et contrefactuels (après prise en compte de la structure familiale), pour certains groupes d'âge, 1981 à 2006



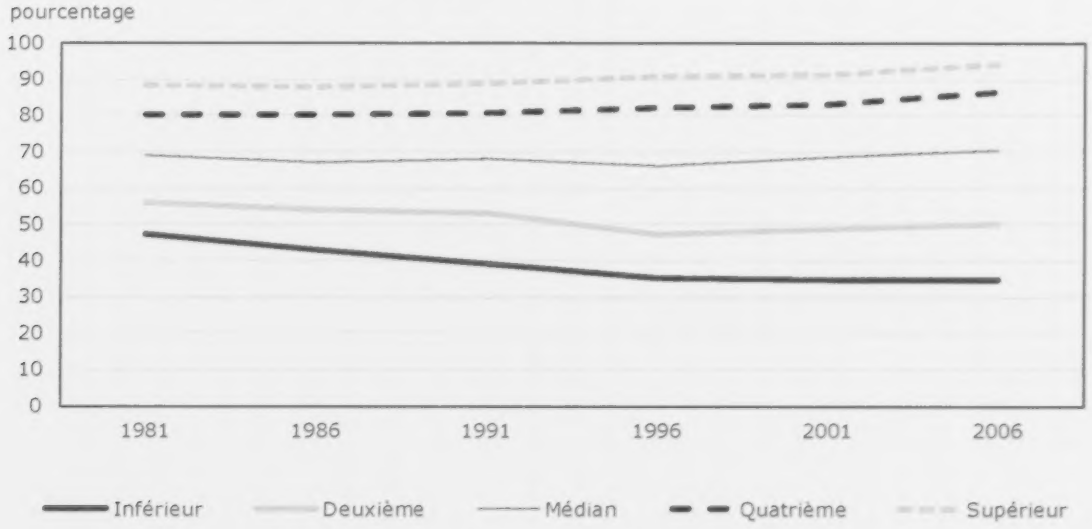
Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Même si la structure familiale explique la croissance plus faible de taux d'accession à la propriété au début de la période visée par l'étude, elle n'explique peut-être pas entièrement les tendances différentes observées dans les divers quintiles de revenu. Un moyen direct d'examiner cet aspect consiste à représenter graphiquement les tendances de l'accession à la propriété en fonction du quintile de revenu par type de famille. Ces tendances sont présentées de nouveau pour les couples avec enfants (graphique 3) et pour les personnes hors famille (graphique 4) appartenant aux deux groupes d'âge les plus jeunes.

La tendance du taux d'accession à la propriété varie considérablement selon le quintile de revenu. Pour les couples avec enfants du quintile supérieur de revenu, le taux d'accession à la propriété a augmenté de 1981 à 2006, tandis que pour ceux du quintile inférieur, le taux a baissé (voir le graphique 3). Pour les personnes hors famille, le taux d'accession à la propriété a augmenté à tous les quintiles de revenu (voir le graphique 4), mais la hausse a été la plus prononcée aux quintiles supérieurs de revenu, en grande partie en raison de fortes hausses entre 2001 et 2006. Les augmentations les plus faibles ont été enregistrées aux quintiles inférieurs de revenu.

Graphique 3

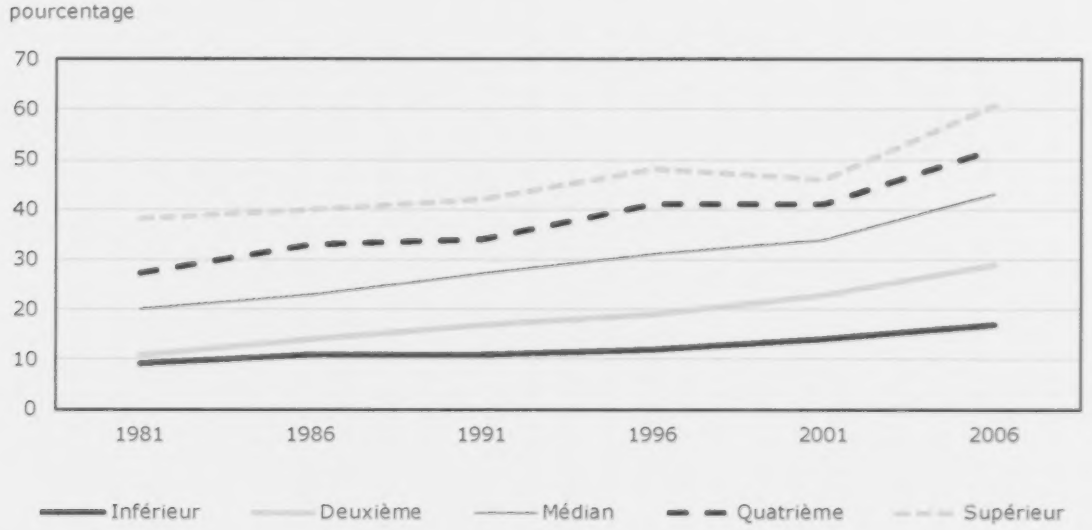
Taux d'accession à la propriété pour les couples avec enfants du groupe des 20 à 39 ans, selon le quintile de revenu, 1981 à 2006



Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Graphique 4

Taux d'accession à la propriété pour les personnes hors famille du groupe des 20 à 39 ans, selon le quintile de revenu, 1981 à 2006



Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Dans l'ensemble, on observe une tendance à la hausse du taux d'accession à la propriété entre 1981 et 2006. Cette tendance générale a été sous-tendue par des changements de structure familiale importants qui semblent avoir empêché les taux d'accession à la propriété d'augmenter encore davantage. Pourtant, les changements de structure familiale ne permettent pas d'expliquer les tendances contraires de l'accession à la propriété observées pour les ménages à revenu faible et à revenu élevé. Afin de mieux comprendre ces tendances, il est nécessaire, en guise de première étape, de tenir compte des facteurs associés à la demande de logements occupés par leur propriétaire, c'est-à-dire le ratio du coût de location au coût de propriété et la richesse du ménage, dans un cadre multivarié. À la section suivante, nous décrivons l'élaboration de mesures de ces paramètres de la demande et à la section qui la suit, nous présentons les estimations de leur effet sur la décision d'acheter plutôt que de louer un logement.

4 Données et méthodologie

La décision que prend un ménage de louer ou d'acheter son logement dépend simultanément des mérites relatifs de l'achat de services de logement par la voie de la location, ou de la fourniture de services de logement à soi-même par la voie de la propriété du logement, et des attentes concernant le rendement de l'investissement dans un logement par rapport à d'autres types d'investissements.

La demande de logements occupés par leur propriétaire est considérée comme une fonction des caractéristiques du ménage qui ont une incidence sur la capacité qu'a celui-ci d'acheter un logement, du ratio du coût de location au coût de propriété et du rendement attendu de l'investissement dans un logement. Les caractéristiques du ménage comprennent le revenu permanent du ménage, la richesse du ménage, le type de famille formant le ménage, et l'emploi des principaux soutiens du ménage. Le coût d'un logement occupé en propriété est mesuré par le ratio du coût de location au coût de la possession d'un logement équivalent. À ce ratio est ajouté le coût de détention d'une maison de prix médian dans la région où vit le ménage durant une année donnée, exprimé en pourcentage du revenu du ménage, que l'on interprète habituellement comme une mesure d'abordabilité. La région est définie comme étant la région métropolitaine de recensement / agglomération de recensement (RMR/AR) du ménage ou, si le ménage est établi dans une région non métropolitaine, la zone d'influence métropolitaine (ZIM) où vit le ménage. Le rendement prévu de l'investissement dans un logement est mesuré par la variation de la moyenne, calculée sur les cinq années subséquentes, du ratio prix-loyer dans une région donnée. Par construction, cette variable repose sur l'hypothèse implicite que les ménages durant l'année de recensement courante sont capables d'anticiper l'appréciation du prix des maisons, ce qui, à son tour, est reflété par la variation subséquente du ratio prix-loyer[6].

La principale source de données utilisées dans le présent article est le Recensement de la population (1981 à 2006), qui fournit des renseignements détaillés sur les caractéristiques des ménages, le mode d'occupation du logement, les loyers et les valeurs des maisons, et l'emplacement géographique du ménage. Les données de recensement sont complétées par des renseignements provenant de l'Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005), qui fournit des données sur la richesse (ou patrimoine) des ménages. Cette information est utilisée pour imputer la capacité financière qu'ont les ménages de satisfaire aux exigences de versement

6. On n'utilise pas le niveau du ratio prix-loyer, car, par construction, il sera fortement corrélé au coût relatif de location par rapport au coût de propriété du logement.

comptant minimal imposées par les institutions financières afin que celles-ci leur accordent un prêt hypothécaire.

L'objectif de l'analyse est d'évaluer les facteurs qui influent sur la probabilité d'être propriétaire d'un logement selon la catégorie de revenu et le groupe d'âge au cours de la période allant de 1981 à 2006. Les grandes tendances de l'accession à la propriété, c'est-à-dire la hausse des taux d'accession à la propriété chez les ménages à revenu élevé et la stagnation ou le recul des taux d'accession à la propriété chez les ménages à faible revenu, peuvent-elles être expliquées par les variations des caractéristiques sous-jacentes des ménages mesurées ici? Pour répondre à cette question, on estime la probabilité d'être propriétaire. Cette probabilité est calculée sous forme d'une fonction de plusieurs caractéristiques sous-jacentes du ménage et du marché du logement :

$$\Pr(Propriétaire)_j^{a,q} = f\left(\begin{array}{l} Conjoncture\ du\ marché_j, Situation\ financière_j, Participation\ au\ marché\ du\ travail_j, \\ Type_j^{fam}, Âge_j^{chef}, Âge\ au\ carré_j^{chef}, Immigrant_j^{chef}, Année \end{array}\right), \quad (3)$$

où Pr*(Propriétaire)* désigne la probabilité d'accession à la propriété du ménage j appartenant au groupe d'âge a et au quintile de revenu q. $Conjoncture\ du\ marché_j$ représente un ensemble de variables reliées aux coûts de propriété et de location d'un logement. Elles comprennent le coût relatif, qui est le coût annuel de location d'un logement divisé par le coût annuel de propriété d'un logement équivalent; la variation du prix relatif, qui est la variation d'une année à l'autre en pourcentage du ratio du prix médian annuel des maisons au loyer médian dans la région où vit le ménage[7]; et le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu, qui est égal aux charges de remboursement du prêt hypothécaire qu'assume le ménage, fondées sur le prix médian des maisons dans la région où vit le ménage, exprimées en pourcentage de son revenu.

Les charges de remboursement d'un prêt hypothécaire sont calculées comme suit : $Charges\ remb = Charges\ mens * (Prix\ médian\ maison - (Prix\ médian\ maison * 0,20))$. Ce coût est calculé en supposant que la valeur nette du logement (avoir net du propriétaire) est de 20 %. $Charges\ mens$ est le coût mensuel d'emprunt hypothécaire d'un dollar, estimé comme suit : $Charges\ mensuelles = \left\{(taux_t / 12) / \left[1 - (1 + taux_t / 12)^{-300}\right]\right\}$, où $taux_t$ est le taux hypothécaire fixe sur cinq ans. On suppose que les paiements sont faits mensuellement et que le prêt hypothécaire est amorti sur une période de 25 ans. Le taux hypothécaire fixe sur cinq ans est tiré de la série historique de taux hypothécaires de la Banque du Canada (Banque du Canada, 2010).

$Situation\ financière_j$ est un ensemble de variables associées aux capacités financières du ménage. Elles comprennent le revenu permanent, la richesse et le ratio du revenu transitoire au revenu permanent. $Participation\ au\ marché\ du\ travail_j$ représente le nombre d'heures de travail par semaine et le nombre de semaines travaillées durant l'année qui a précédé le recensement, pour le chef du ménage et son conjoint (sa conjointe) (s'il y a lieu). $Âge_j^{chef}$ et $Âge\ au\ carré_j^{chef}$

7. Pour une année de recensement donnée, la variation du ratio prix-loyer relatif est mesurée en utilisant la variation en pourcentage de sa valeur pour les cinq années subséquentes. Comme la valeur du ratio n'est pas disponible pour 2011, sa variation en pourcentage pour 2006 est estimée au moyen d'un modèle autorégressif, qui est une fonction de la variation en pourcentage entre 2001 et 2006.

sont l'âge du chef du ménage et sa valeur au carré, respectivement. $Type_j^{fam}$ représente le type de famille, où les catégories sont les mêmes que celles utilisées à la section précédente. $Immigrant_j^{chef}$ représente le statut d'immigration du chef du ménage. Enfin, *Année* désigne l'année de recensement. Les mesures du coût relatif de la propriété du logement, du revenu permanent et de la richesse du ménage sont expliquées ci-après.

4.1 Ratio du coût de location au coût de propriété

Afin d'estimer le ratio du coût de location au coût de propriété d'un logement, il est nécessaire que l'analyse porte sur des logements comparables. Les logements locatifs peuvent différer considérablement des logements occupés par leur propriétaire pour ce qui est de l'âge, de la taille et du type de logement et de son emplacement relatif. Notre objectif est de comparer le coût des services de logement pour des logements occupés par leur propriétaire et des logements locatifs équivalents. Ce genre de comparaison peut se faire de plusieurs façons, y compris par totalisations croisées des logements occupés par leur propriétaire et des logements locatifs dans des groupes similaires ou par estimation de régressions hédoniques pour produire les loyers imputés pour les logements occupés par leur propriétaire. Une autre option est celle de l'appariement des scores de propension (ASP), qui consiste à apparier les propriétaires et des locataires de logements similaires, et les locataires et des propriétaires de logements similaires. Cette méthode, qui est celle appliquée ici, est exposée en détail en annexe.

Avant d'utiliser le modèle ASP, il est nécessaire d'estimer le coût de location ou le coût de propriété d'un logement. Pour les locataires, le coût est simplement égal au coût annuel de la location du logement. En suivant la méthode employée dans Brown et coll. (2010), le coût de propriété d'un logement (ou la valeur des services de logement) est mesuré par la méthode du coût d'usage du capital. Comme il est mentionné plus haut, et répété ici par souci de commodité, ce coût est estimé par :

$$C_t = (r_t - a_t + z_t) P_t = R_t, \tag{4}$$

où r représente le taux de rendement du capital; P est le prix du logement; z est le taux de dépréciation, d'entretien, d'assurance et d'impôt foncier, et a est le taux attendu d'appréciation de la valeur du logement durant l'année t. R est le tarif de location appliqué au logement. Les coûts déboursés, z, sont estimés en utilisant la même méthode que celle employée dans Brown et Lafrance (2010). La composante restante du coût d'usage du capital, $r_t - a_t$, est l'élément clé que l'on doit estimer.

Dans Brown et Lafrance (2010), $r_t - a_t$ est calculé en tirant parti de la relation théorique entre les coûts d'usage du capital et les loyers. C'est-à-dire que la résolution de l'équation (4) pour trouver $r_t - a_t$ donne :

$$r_t - a_t = \frac{R_t}{P_t} - z_t. \tag{5}$$

L'utilisation des renseignements que fournissent les coûts d'usage du capital et les loyers offre un autre moyen, éventuellement plus exact, d'estimer $r_t - a_t$. Les deux termes pourraient aussi être estimés en obtenant des mesures du rendement du capital (p. ex. taux hypothécaires) et de l'appréciation attendue du prix des maisons.

Brown et coll. (2010) ont constaté que les loyers et les coûts d'usage du capital étaient égaux dans le quintile médian de valeur des logements. D'où, $r_t - a_t$ a été estimé en utilisant les valeurs moyennes des loyers imputés, des prix et des autres dépenses (z) pour les logements occupés par leur propriétaire qui sont situés dans le quintile médian. La valeur moyenne de $r_t - a_t$ calculée d'après Brown et Lafrance (2010), soit 0,9 %, est utilisée pour estimer les coûts d'usage du capital au fil du temps. Cela permet aux coûts d'usage du capital de diverger des loyers au cours du temps, ce qui ne serait pas le cas s'ils étaient estimés en se basant sur $r_t - a_t$ calculé chaque année.

L'utilisation de la valeur moyenne de $r_t - a_t$ a pour inconvénient que les variations réelles de la valeur relative de r et de a au cours du temps ne seront pas reflétées par les coûts d'usage du capital. Cela pourrait être important à la fin de la période, quand les attentes croissantes concernant la hausse des prix des maisons pourraient avoir fait baisser la valeur de $r_t - a_t$. Pour résoudre ce problème, le ratio du coût de location au coût de propriété a été estimé en utilisant l'estimation variant en fonction du temps de $r_t - a_t$ pour 2006. Cette méthode n'a entraîné aucun changement qualitatif des estimations.

Le ratio du coût de location au coût de propriété d'un logement est déterminé dans le présent article pour chaque ménage en se servant seulement de données appariées, créées en utilisant le modèle ASP (voir l'annexe). Le ratio moyen du coût de location au coût de propriété d'un logement pour l'ensemble des ménages est illustré au graphique 5. En moyenne, de 1981 à 2006, il était plus coûteux de louer que d'acheter un logement équivalent. L'incitation à être propriétaire d'un logement s'est intensifiée entre 1981 et 2001 — le ratio du coût de location au coût de propriété étant passé de 1,32 en 1981 à 1,61 en 2001. En revanche, de 2001 à 2006, le ratio du coût de location au coût de propriété a baissé fortement, en raison d'une hausse rapide du prix des logements (Brown et coll., 2010) qui a fait augmenter le coût d'usage du capital.

Il ne faut toutefois pas perdre de vue que le fait qu'il soit plus coûteux de louer un logement que d'être propriétaire d'un logement équivalent au cours de la période ne signifie pas forcément qu'il est systématiquement optimal d'acheter plutôt que de louer. Par exemple, la mesure du coût d'usage du capital employée ici n'englobe pas les coûts de transaction[8]. Amortis sur une longue période, ces coûts sont relativement faibles. Toutefois, pour les ménages qui prévoient déménager souvent (p. ex. les jeunes ménages), les coûts de transaction peuvent représenter une part annualisée importante du coût global de propriété et faire ainsi de la location une option moins coûteuse.

L'un des principaux objectifs de la présente étude est d'arriver à mieux comprendre les tendances de l'accession à la propriété selon le quintile de revenu. L'écart observé entre les taux d'accession à la propriété pour ces quintiles peut dépendre en partie du ratio du coût de location au coût de propriété. Autrement dit, la location d'un logement équivalent pourrait coûter plus cher aux ménages à revenu élevé qu'aux ménages à faible revenu (p. ex. parce que les marchés locatifs sont restreints pour ces types de logements).

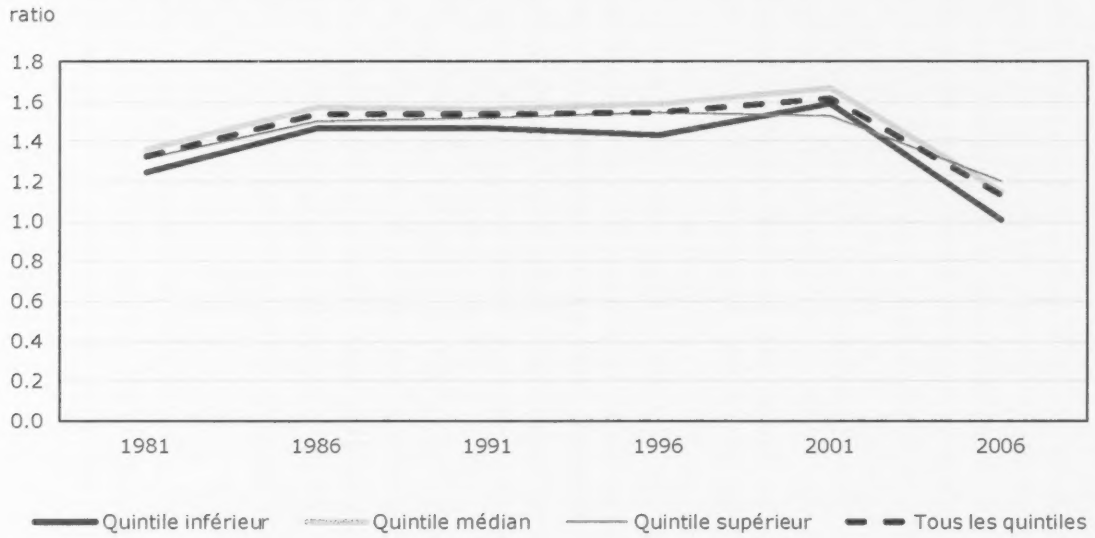
Le graphique 5 donne aussi le ratio du coût de location au coût de propriété d'un logement pour les divers quintiles de revenu. Le coût de location est presque toujours moindre pour les ménages du quintile inférieur de revenu que pour ceux des quintiles médians et supérieurs,

8. Ces coûts peuvent être importants. Les frais d'agence immobilière et les coûts de clôture peuvent s'élever jusqu'à 7 % de la valeur du logement. Si un ménage demeure dans un logement pendant cinq ans, cela représente un coût annuel de 5 600 $ pour un logement évalué à 400 000 $ au moment de la vente.

résultat en harmonie avec le fait que les ménages du quintile inférieur favorisent la location plutôt que l'accès à la propriété. Cependant, pour les ménages du quintile médian, la location a tendance à être l'option la plus coûteuse, tandis que ceux du quintile supérieur, qui sont les plus susceptibles d'être propriétaires, se situent entre les ménages des quintiles inférieur et médian à cet égard. Alors que le coût relatif de la location selon le quintile ne suit pas une tendance uniforme, comme on le verra plus tard, lorsque les ménages sont répartis selon l'âge et le type de famille, une relation beaucoup plus claire se dégage.

Graphique 5

Ratio du coût de location au coût de propriété d'un logement équivalent pour l'ensemble des ménages, pour certains quintiles de revenu, 1981 à 2006



Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Le tableau 3 donne le coût relatif de location pour les jeunes ménages (âgés de 20 à 39 ans) — comptant parmi eux les ménages formés d'un couple avec enfants et ceux formés d'une personne hors famille — en fonction du quintile de revenu. Pour l'ensemble des jeunes ménages, le tableau 3 montre clairement une association positive entre le revenu et le coût relatif de location. Ce tableau indique aussi que, jusqu'à 2001, ce coût a augmenté dans tous les quintiles de revenu. Cependant, cette association générale masque des relations sous-jacentes très différentes entre le coût relatif de location et le revenu selon le type de famille.

Dans le cas des jeunes couples avec enfants, la relation est l'inverse de celle observée pour l'ensemble de la population de ménages (voir le tableau 3). Pendant la plus grande partie de la période étudiée, la location était plus coûteuse que la propriété pour les ménages à faible revenu et moins coûteuse que la propriété pour les ménages à revenu élevé, créant ainsi une plus grande incitation à devenir propriétaire chez les ménages à faible revenu ce qui, toutefois, est contraire au comportement des jeunes couples avec enfants, chez lesquels les ménages à faible revenu ont choisi de plus en plus fréquemment de louer au cours de la période, alors que les ménages à revenu élevé ont choisi de plus en plus fréquemment de devenir propriétaires.

Par ailleurs, dans le cas des jeunes personnes hors famille, il existe une forte association positive entre le revenu et le coût relatif de location. En outre, pour ces ménages, on observe un important mouvement à la hausse du coût relatif de location, particulièrement entre 1996 et 2001. Il n'est donc pas surprenant que ces ménages soient de plus en plus nombreux à choisir d'être propriétaires plutôt que locataires au cours de la période, particulièrement les ménages à revenu élevé faisant partie du groupe. Chez ces derniers, il semble exister une incitation relativement plus prononcée à devenir propriétaire tout au long de la période.

Tableau 3

Ratio du coût de location au coût de propriété d'un logement équivalent pour les ménages de 20 à 39 ans, pour certains types de famille, pour certains quintiles de revenu, 1981 à 2006

	1981	1986	1991	1996	2001	2006
			ratio			
Tous les ménages						
Quintile inférieur	1.3	1.5	1.4	1.4	1.6	1.0
Quintile médian	1.4	1.6	1.6	1.6	1.8	1.1
Quintile supérieur	1.4	1.6	1.6	1.6	1.7	1.2
Couples avec enfants						
Quintile inférieur	1.5	1.7	1.7	1.6	1.7	1.1
Quintile médian	1.4	1.6	1.6	1.7	1.7	1.2
Quintile supérieur	1.3	1.5	1.5	1.6	1.6	1.2
Personnes hors famille						
Quintile inférieur	1.1	1.3	1.3	1.3	1.6	0.9
Quintile médian	1.4	1.6	1.6	1.6	2.0	1.1
Quintile supérieur	1.6	1.9	1.7	1.8	1.9	1.2

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Deux remarques supplémentaires doivent être formulées concernant les tendances du ratio du coût de location au coût de propriété. Premièrement, la hausse du coût relatif de location a coïncidé avec l'augmentation générale du taux d'accession à la propriété. Il semble donc que les locataires ont réagi aux variations du coût de location par rapport au coût de propriété. Fait exception la fin de la période, où la baisse du coût relatif de location n'a pas été assortie d'une baisse des taux d'accession à la propriété, ce qui pourrait témoigner d'un bondissement de l'accession à la propriété au début de la période allant de 2001 à 2006, quand le coût de location était encore relativement élevé. Deuxièmement, le coût de location a augmenté avec le revenu du ménage, particulièrement chez les personnes jeunes hors famille. Ce résultat donne à penser qu'à mesure que le revenu augmente, un logement locatif est de moins en moins un substitut pour un logement occupé en propriété. L'analyse économétrique présentée plus loin fera écho à cette remarque.

4.2 Revenu permanent

Plutôt que le revenu courant, il est préférable d'utiliser une mesure du revenu permanent pour modéliser la décision d'acheter ou de louer un logement. La décision d'un ménage d'investir dans un logement dépend non seulement du revenu courant de ce ménage, mais aussi de ses revenus potentiels au cours de la vie. Les revenus au cours de la vie ne pouvant pas être observés, il faut les estimer.

Dans les modèles classiques de capital humain, le revenu est exprimé comme une fonction du revenu permanent et du revenu transitoire :

$$Y = Y^P + Y^T, \tag{6}$$

où Y est le revenu courant, Y^P est le revenu permanent et Y^T est le revenu transitoire[9]. Y^P est la valeur prévue par la régression, tandis que Y^T est le terme résiduel. Puisque Y^P n'est pas observé, il est estimé sous forme d'une fonction du capital humain (p. ex. études, âge et situation d'activité) et d'autres actifs. En suivant l'exemple de Goodman (1988) et de Dusansky et Koç (2007), nous estimons une régression hédonique du revenu permanent en utilisant la spécification suivante :

$$\hat{Y}^P = \alpha + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{CH}_i + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{NonCH}_i, \tag{7}$$

où $\mathbf{CH}_i$ est un ensemble de caractéristiques du capital humain pour l'individu i, incluant le plus haut niveau d'études atteint, l'âge et le fait que la personne est occupée ou non, et $\mathbf{NonCH}_i$ est un ensemble d'autres caractéristiques qui peuvent avoir une incidence sur le revenu permanent de la personne, comprenant le sexe, l'état matrimonial, la profession, le fait que la personne vit dans une RMR/AR ou une région rurale, et la situation d'immigration. Les valeurs prévues de Y^P sont totalisées au niveau du ménage.

4.3 Richesse

Le revenu permanent ne prend pas directement en compte les actifs financiers qui, lorsque l'on fait une demande de prêt hypothécaire, auront une incidence sur le montant du prêt et, par conséquent, sur la probabilité que le prêt soit approuvé. Donc, il est important de prendre en considération non seulement le revenu permanent du ménage, mais aussi sa richesse.

Comme le Recensement de la population ne fournit aucun renseignement sur les éléments d'actif et de passif, l'information provenant des cycles de 1999 et de 2005 de l'Enquête sur la sécurité financière (ESF) est utilisée ici pour produire une mesure de la richesse. La richesse (ou richesse liquide) est définie comme étant la somme des actifs financiers autres que les pensions, les fonds de retraite et les capitaux propres dans une entreprise. Comme les données sur ces variables ne sont pas fournies par le recensement, d'autres variables disponibles dans les deux ensembles de données doivent être utilisées pour estimer la richesse. Ici, l'effet de la richesse du ménage est modélisé comme la probabilité que la richesse soit supérieure à 20 % de la valeur moyenne des logements[10] durant une année donnée :

$$\Pr(A = 1) = f\left(\hat{Age}_i, RevPlac_i, Université_i, Immigrant_i\right), \tag{8}$$

où $\hat{Age}_i$ est l'âge de l'individu i (un terme pour le carré de l'âge est également inclus), $RevPlac_i$ est le revenu de placements, $Université_i$ est égal à « 1 » si l'individu i possède un diplôme universitaire ou de niveau plus élevé, et $Immigrant_i$ est égal à « 1 » si l'individu i est un immigrant. Est également incluse une variable binaire pour indiquer si l'individu a un revenu de placements négatif, pouvant résulter d'un rendement négatif. L'équation (8) est estimée en utilisant les données de l'ESF de 1999 et de 2005. Les estimations des coefficients sont présentées au tableau 4.

9. Goodman (1988) ainsi que Dusansky et Koç (2007) ont inclus le revenu transitoire dans leur modèle de la demande finale de logements. Cette approche ne sera pas adoptée ici parce que l'intégration de ce terme résiduel ne semble pas appropriée dans le présent contexte.
10. À l'instar de Bourassa et Hoesli (2010), nous supposons que la contrainte de richesse imposée aux ménages est que son avoir dans le logement (valeur nette du logement) soit égal à au moins 20 % de la valeur du logement.

Tableau 4

Probabilité qu'un individu soit suffisamment riche pour acheter un logement, 1999 et 2005

	1999		2005	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Constante	-5.9103	0.000	-6.3429	0.000
Âge	0.2396	0.000	0.2399	0.000
Âge au carré	-0.0021	0.000	-0.0019	0.000
Université	1.0226	0.000	0.6855	0.000
Immigrant	-0.5708	0.000	-0.9337	0.000
Revenu de placements	0.9007	0.000	1.0590	0.000
Revenu de placements (1 si le revenu de placements est inférieur à 0)	-0.8671	0.000	-1.2499	0.034
Revenu de placements négatif	-0.0001	0.235	-0.0004	0.062
	1999		2005	
Nombre d'observations	5,130		1,781	
R-carré	0.1120		0.1397	
Log de la pseudo-vraisemblance	-2,233,154		-2,583,770	

Source : Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

La probabilité d'être suffisamment riche pour financer l'achat d'un logement augmente avec l'âge et avec les revenus de placements. Les personnes titulaires d'un diplôme universitaire sont plus susceptibles d'accumuler suffisamment de richesse, tandis que les immigrants pourraient être moins susceptibles d'être dans cette situation. De 1999 à 2005, aucun changement qualitatif dans les coefficients n'est observé, quoique la possession d'un diplôme universitaire semble être un peu moins importante en 2005 qu'en 1999.

Pour appliquer les estimations aux données de recensement, les coefficients estimés d'après l'ESF de 2005 sont appliqués aux données du Recensement de 2006 pour calculer une probabilité prédite de posséder une richesse liquide. Comme les coefficients estimés varient très peu au cours du temps (voir le tableau 4), les coefficients calculés d'après l'ESF de 1999 sont appliqués à toutes les autres années de recensement (c.-à-d. 1981 à 2001). Les prédictions ainsi obtenues sont utilisées pour créer une variable indicatrice de richesse. Si la probabilité prédite est supérieure à 0,5, on suppose que le ménage possède une richesse liquide appropriée pour financer l'achat d'un logement (richesse = 1)[11].

Naturellement, grâce à l'assurance de la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL), les ménages pourraient être capables d'obtenir un prêt hypothécaire même si leur niveau de richesse est inférieur à celui nécessaire pour faire un versement comptant de 20 %. Néanmoins, ce niveau est choisi pour deux raisons. Premièrement, il s'agit du point à partir duquel les ménages ne doivent pas payer l'assurance hypothécaire de la SCHL. Par conséquent, au-delà de ce niveau de versement comptant, l'incitation à investir dans un logement est plus forte. Deuxièmement, il est peu probable que les ménages liquident la totalité de leur richesse pour faire un versement comptant. Par conséquent, ce niveau de richesse est simplement un niveau raisonnable auquel on s'attendrait à ce que les ménages soient suffisamment riches pour satisfaire aux lignes directrices de la SCHL tout en gardant une partie de leur richesse investie dans d'autres actifs.

11. Quand le modèle a été appliqué à l'ESF, 74 % des observations ont été prédites exactement.

4.4 Statistiques descriptives

Des statistiques sommaires pour toutes les variables explicatives, totalisées selon le mode d'occupation du logement et l'année pour tous les groupes d'âge et pour les jeunes ménages sont présentées au tableau 5. L'évolution des caractéristiques des locataires est particulièrement intéressante. Ces caractéristiques ont-elles évolué de façon telle que la possibilité latente d'accéder à la propriété a augmenté ou diminué au cours du temps?

D'une part, dans l'intervalle de 20 ans entre 1981 et 2001, la richesse des locataires et leur coût relatif de location ont augmenté. Cela suggère que les locataires étaient mieux placés pour passer de la location à la propriété en 2001 et que l'incitation à le faire s'accroissait chez eux. D'autre part, les autres variables donnent à penser qu'un certain recul de la position des locataires a eu lieu durant cette période — leur ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu n'a diminué que modestement et leur nombre d'heures de travail par semaine a également diminué. Néanmoins, en 2001, les locataires semblaient se trouver dans une relativement bonne situation pour passer de la location à la propriété. Le fait que 2001 est la seule année pour laquelle le coût relatif de location a été plus élevé pour les locataires que pour les propriétaires renforce cette conclusion.

De 2001 à 2006, les caractéristiques sous-jacentes des locataires (et des propriétaires) ont subi un changement important. Il s'est agi d'une période durant laquelle les prix des maisons ont augmenté, ce que reflètent les variables dans la construction desquelles sont intégrés les prix des maisons. La proportion de locataires suffisamment riches pour faire un versement comptant de 20 % diminue, particulièrement chez les jeunes ménages. Malgré la hausse des prix, le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu demeure assez stable. Le coût relatif de location chute d'une valeur nettement supérieure à 1 à une valeur inférieure à 1. Par conséquent, pendant la plus grande partie de la période, les caractéristiques fondamentales sous-jacentes font de plus en plus pencher la balance en faveur de l'achat du logement, mais le mouvement s'inverse en bout de ligne à mesure que les prix des maisons augmentent de 2001 à 2006. Pourtant, cette période est celle au cours de laquelle le taux d'accession à la propriété a augmenté le plus. Pour évaluer les effets indépendants de ces variables sur la probabilité d'être propriétaire d'un logement, il est nécessaire de passer à une analyse économétrique multivariée, qui est exposée à la section suivante.

Tableau 5

Statistiques sommaires pour certaines variables explicatives selon le mode d'occupation du logement et le groupe d'âge du ménage, 1981 à 2006 — Partie 1

	Situation financière du ménage			Conjoncture du marché	
	Revenu permanent	Richesse [1]	Charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu	Ratio coût de location au coût de propriété	Variation du ratio [2] prix-location
	dollars	pourcentage	ratio		pourcentage
Tous les groupes d'âge					
Propriétaires					
1981	64,273	76	0.82	1.37	-5
1986	68,373	79	0.48	1.57	18
1991	73,754	81	0.97	1.58	-2
1996	74,742	82	0.40	1.60	4
2001	79,610	84	0.37	1.57	15
2006	81,259	83	0.44	1.22	27
Locataires					
1981	42,859	51	1.86	1.25	-6
1986	43,331	53	1.11	1.47	15
1991	46,537	55	2.47	1.45	-5
1996	44,740	57	1.33	1.45	2
2001	49,636	62	1.21	1.70	13
2006	49,425	59	1.19	0.94	24
Groupe des 20 à 39 ans					
Propriétaires					
1981	67,830	42	0.68	1.43	-4
1986	72,157	45	0.38	1.64	18
1991	76,541	47	0.99	1.65	-1
1996	77,762	46	0.38	1.68	4
2001	84,414	47	0.38	1.66	16
2006	87,058	39	0.48	1.23	27
Locataires					
1981	46,522	22	1.81	1.30	-5
1986	46,106	24	1.08	1.50	17
1991	48,663	27	2.57	1.49	-4
1996	45,789	27	1.28	1.46	3
2001	52,319	29	1.21	1.77	14
2006	53,234	18	1.29	0.96	25

1. Part des ménages suffisamment riches pour faire un versement comptant de 20 % sur un logement de prix médian dans leur région géographique.
2. Variation du ratio prix-loyer entre les années de recensement, appliquée au début de la période.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

Tableau 6

Statistiques sommaires pour certaines variables explicatives selon le mode d'occupation du logement et le groupe d'âge du ménage, 1981 à 2006 — Partie 2

	Participation au marché du travail				Type de ménage [1]		Statut d'immigrant [1]
	Heures travaillées par semaine		Semaines travaillées par année		Couples avec enfants	Personnes hors famille	
	Chef	Conjoint	Chef	Conjoint			
	nombre				pourcentage		
Tous les groupes d'âge							
Propriétaires							
1981	31	16	38	23	58	11	23
1986	30	17	36	25	54	13	20
1991	29	20	36	29	51	14	21
1996	29	21	35	30	48	15	21
2001	29	22	36	31	45	16	22
2006	30	23	37	32	42	18	23
Locataires							
1981	28	17	34	23	25	40	18
1986	26	17	32	24	24	41	16
1991	25	17	32	26	22	43	18
1996	23	19	29	25	22	44	20
2001	25	19	31	25	20	45	21
2006	26	19	32	25	18	47	22
Groupe des 20 à 39 ans							
Propriétaires							
1981	39	18	46	27	72	7	18
1986	39	21	45	30	69	9	13
1991	38	23	46	35	66	11	13
1996	38	27	45	36	63	13	12
2001	39	28	46	39	59	15	14
2006	38	29	45	39	54	18	16
Locataires							
1981	33	20	33	27	28	38	15
1986	31	21	37	28	27	38	12
1991	30	20	37	30	25	40	14
1996	28	22	34	29	25	41	17
2001	30	22	37	29	23	42	18
2006	31	22	37	29	21	45	19

1. Mesuré en tant que proportion de l'ensemble des ménages dans la catégorie âge-mode d'occupation.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

5 Résultats économétriques

Afin d'établir les relations entre les corrélats postulés et le choix du mode d'occupation du logement, des estimations pour l'échantillon complet sont présentées à titre de première étape. Ensuite, l'analyse se concentre sur les deux genres de ménages — jeunes couples avec enfants et personnes jeunes hors famille — pour lesquels se sont dégagées des tendances divergentes, particulièrement lorsque ces ménages étaient répartis selon le quintile de revenu.

La question qui se pose est celle de savoir si les covariables s'appliquent uniformément à tous ces groupes et si elles permettent d'expliquer les tendances divergentes observées.

Les effets marginaux des corrélats sur la probabilité d'être propriétaire d'un logement sont présentés au tableau 7 pour l'ensemble complet de ménages[12]. Le modèle 1 comprend seulement un ensemble de variables binaires pour chaque année, celle exclue étant 1981. Sauf pour 1986, les données révèlent une augmentation générale des chances d'être propriétaire tout au long de la période, ce qui concorde avec la tendance observée des taux réels d'accession à la propriété. La croissance de ces taux est lente jusque 1996, puis s'accélère par après. La diminution des chances d'être propriétaire observée en 1986 découle de l'utilisation d'un échantillon plus restreint pour calculer les estimations[13].

Dans le modèle 2 du tableau 7, l'ensemble complet de corrélats est ajouté aux variables binaires d'année. Comme prévu, les ménages sont plus susceptibles d'accéder à la propriété quand le coût relatif de location augmente. Une variation d'un écart-type du ratio du coût de location au coût de propriété accroît de 4,4 % la probabilité d'être propriétaire d'un logement. Les ménages sont moins susceptibles d'être propriétaires quand le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu est élevé. Les ménages sont également plus susceptibles d'être propriétaires quand le ratio prix-loyer est élevé, ce qui donne à penser que les ménages sont plus enclins à acheter quand augmentent les attentes quant à l'appréciation du prix des maisons.

La situation financière du ménage est également associée au choix de devenir propriétaire. Les ménages dont le revenu permanent est élevé et dont la richesse est suffisante pour faire un versement comptant de 20 % sur un logement de prix médian sont plus susceptibles d'accéder à la propriété. La participation du ménage sur le marché du travail, mesurée par le nombre d'heures et de semaines de travail, a également l'effet prévu. Le nombre de semaines et d'heures de travail du chef de ménage a un effet positif, tandis que le nombre d'heures et de semaines de travail de la conjointe ou du conjoint a un effet généralement positif dans le cas des couples avec enfants, et un effet variable pour les couples sans enfants.

Enfin, pour le type de famille et l'âge du chef du ménage, les résultats sont en harmonie avec les attentes. Comparativement aux couples avec enfants, tous les autres types de familles étaient moins susceptibles d'accéder à la propriété. Les personnes hors famille étaient 30 % moins enclines à accéder à la propriété que les couples avec enfants. Les ménages ayant à leur tête des personnes âgées étaient plus susceptibles d'être propriétaires, mais cet effet positif diminuait avec l'âge du chef du ménage. Les immigrants étaient aussi moins susceptibles d'être propriétaires que les personnes nées au Canada, et ce, d'un facteur de 4,6 %.

---

12. Comme la régression du choix du mode d'occupation du logement des ménages était calculée en fonction de variables indépendantes agrégées au niveau régional, les erreurs-types ont été corrigées au départ en vue de tenir compte de la corrélation éventuelle des erreurs dans les régions. Cependant, comme aucun changement qualitatif des erreurs-types n'a été constaté, les résultats économétriques sont présentés sans cette correction.
13. L'échantillon est restreint aux ménages pour lesquels le ratio du coût de la location au coût de la propriété d'un logement équivalent est supérieur à 0,5 et inférieur à 4. L'échantillon est restreint de cette façon afin de réduire au minimum l'effet de l'erreur de mesure sur les estimations. L'exploration des microdonnées laissait entendre que les coûts relatifs très faibles ou très élevés résultaient d'erreurs dans le fichier en ce qui concerne les tarifs de location, au lieu de refléter des différences réelles du ratio du coût de location au coût de propriété.

Tableau 7

Effets marginaux sur les estimations logit de la probabilité que les ménages soient propriétaires d'un logement

	Tous les ménages		Ménages de 20 à 39 ans	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Modèle 1				
Variables binaires d'année				
1986	-0.006	0.000	-0.025	0.000
1991	0.001	0.449	-0.023	0.000
1996	0.003	0.000	-0.031	0.000
2001	0.013	0.000	-0.031	0.000
2006	0.056	0.000	0.016	0.000
Modèle 2				
Variables binaires d'année				
1986	-0.047	0.000	-0.065	0.000
1991	-0.028	0.003	-0.054	0.000
1996	-0.034	0.000	-0.065	0.000
2001	-0.045	0.000	-0.059	0.000
2006	-0.001	0.968	0.030	0.092
Conjoncture du marché				
Coût relatif (ratio location à la propriété)	0.044	0.000	0.052	0.000
Prix relatif (ratio prix-loyer)	0.025	0.075	0.017	0.163
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu	-0.000005	0.140	-0.000004	0.469
Situation financière				
Revenu permanent	0.080	0.000	0.090	0.000
Richesse	0.034	0.000	0.041	0.000
Participation au marché du travail				
Chef du ménage - heures travaillées	0.001	0.000	0.001	0.000
Chef du ménage - semaines travaillées	0.002	0.000	0.004	0.000
Conjoint - heures travaillées x couples avec enfants	-0.0001	0.433	0.0002	0.057
Conjoint - semaines travaillées x couples avec enfants	0.002	0.000	0.003	0.000
Conjoint - heures travaillées x couples sans enfants	-0.001	0.000	0.000	0.617
Conjoint - semaines travaillées x couples sans enfants	0.001	0.000	0.003	0.000
Type de famille				
Couple sans enfants	-0.089	0.000	-0.211	0.000
Père seul	-0.210	0.000	-0.171	0.000
Mère seule	-0.262	0.000	-0.275	0.000
Personne hors famille	-0.315	0.000	-0.329	0.000
Âge du chef du ménage				
Âge du chef du ménage	0.021	0.000	0.096	0.000
Âge au carré	-0.0001	0.000	-0.001	0.000
Statut d'immigrant	-0.046	0.000	-0.110	0.000

	Tous les ménages	Ménages de 20 à 39 ans
Nombre d'observations	4,241,085	1,571,324
Modèle 1		
Pseudo *R-carré*	0.002	0.001
Khi-carré de Wald	7,411	1,530
Log pseudo-vraisemblance	-13,714,145	-5,517,573
Modèle 2		
Pseudo *R-carré*	0.217	0.236
Khi-carré de Wald	121,258	71,718
Log pseudo-vraisemblance	-10,759,948	-4,220,307

Notes : Les variables de conjoncture du marché et les variables de situation financière (sauf la richesse) ont toutes été normalisées au moyen de l'écart-type de la variable pour tout l'échantillon (sauf pour le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu, pour lequel sont exclus les 5 % supérieurs et inférieurs des ménages répartis selon le revenu du ménage). Les coefficients mesurent la variation de la variable dépendante résultant d'une variation d'un écart-type de la variable indépendante.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

Lorsque sont incluses des variables binaires pour tenir compte de la richesse et du type de famille, la catégorie exclue est celle des ménages avec enfants qui ne sont pas suffisamment riches pour faire un versement comptant normal. La tendance de l'accession à la propriété, lorsque l'ensemble complet de corrélats est pris en compte, correspond à une baisse de 1981 à 1986, suivie d'une hausse de 2001 à 2006.

C'est généralement entre 20 et 39 ans que la plupart des ménages passent de la location à la propriété de leur logement. Par conséquent, ce groupe est celui qui est le plus susceptible de réagir aux changements d'incitation. Si l'on restreint l'échantillon à ces jeunes ménages en âge de travailler, la tendance globale de l'accession à la propriété est assez différente (voir le tableau 7, ménages de 20 à 39 ans, modèle 1). Contrairement aux résultats obtenus pour l'ensemble de la population, chez ce groupe, la propension à être propriétaire diminue de 1981 à 1986 et ne se redresse pas jusqu'en 2006. Cette tendance se maintient après la prise en compte de la conjoncture du marché du logement, de la situation financière des ménages et de leur participation au marché du travail. Il semble exister entre 1981 et 1986 une discontinuité structurelle qui a réduit la propension des jeunes ménages à devenir propriétaires. Cette réduction a persisté pendant au moins 15 ans. Ce n'est qu'en 2006 que les taux d'accession à la propriété se sont redressés.

À l'étude ici sont les tendances de l'accession à la propriété selon la position sur la courbe de distribution du revenu. Les tableaux 8 et 10 présentent les estimations pour les jeunes couples avec enfants et pour les jeunes personnes hors famille, respectivement, selon le quintile de revenu. Ces types de famille sont ceux pour lesquels les tendances du taux d'accession à la propriété selon le quintile de revenu diffèrent beaucoup (voir les graphiques 3 et 4). Isoler ces ménages nous permet de chercher à savoir si la hausse des taux relatifs d'accession à la propriété chez les ménages à revenu élevé peut être expliquée par l'évolution de la conjoncture du marché du logement et de la situation financière des ménages.

Afin de suivre les tendances d'accession à la propriété entre 1981 et 2006, nous commençons par présenter un modèle ne contenant que les variables binaires d'année (tableau 8, modèle 1). Comme prévu, ces tendances concordent avec celles présentées au graphique 3. Les couples à faible revenu avec enfants sont devenus moins enclins à accéder à la propriété au cours du temps, tandis que les couples à revenu élevé sont devenus plus susceptibles d'être propriétaires, particulièrement en 2006.

L'objectif est de savoir si l'ajout dans le modèle des variables dont l'effet sur le choix du mode d'occupation du logement est prévu permet d'expliquer la tendance de l'accession à la propriété (tableau 8, modèle 2). Toutefois, avant d'aborder directement cette question, il est bon de réexaminer les corrélats, parce que les estimations ponctuelles varient qualitativement selon le quintile de revenu.

Tableau 8

Effets marginaux sur les chances d'être propriétaire d'un logement, couples de 20 à 39 ans avec enfants

	Quintile de revenu					
	Inférieur		Médian		Supérieur	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Modèle 1						
Variables binaires d'année						
1986	-0.047	0.000	-0.029	0.000	0.001	0.578
1991	-0.076	0.000	-0.012	0.000	0.007	0.004
1996	-0.120	0.000	-0.038	0.000	0.025	0.000
2001	-0.128	0.000	-0.024	0.000	0.025	0.000
2006	-0.111	0.000	-0.003	0.434	0.052	0.000
Modèle 2						
Variables binaires d'année						
1986	-0.053	0.000	-0.183	0.000	-0.040	0.000
1991	-0.117	0.000	-0.140	0.000	-0.018	0.102
1996	-0.151	0.000	-0.219	0.000	-0.018	0.053
2001	-0.151	0.000	-0.233	0.000	-0.028	0.005
2006	-0.099	0.000	-0.211	0.000	-0.002	0.894
Conjoncture du marché						
Coût relatif (ratio location à la propriété)	0.071	0.000	0.027	0.023	-0.012	0.005
Prix relatif (ratio prix-loyer)	-0.016	0.330	0.014	0.204	0.009	0.001
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu	0.000002	0.923	-0.156	0.000	-0.050	0.000
Situation financière						
Revenu permanent	0.013	0.466	0.081	0.000	0.019	0.000
Richesse	0.037	0.000	0.024	0.000	0.016	0.000
Ratio du revenu transitoire au revenu permanent	-0.289	0.000	0.122	0.000	0.005	0.136
Participation au marché du travail						
Chef du ménage - heures travaillées	0.002	0.000	0.001	0.000	-0.00004	0.548
Chef du ménage - semaines travaillées	0.004	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
Conjoint - heures travaillées	0.001	0.000	0.0002	0.101	-0.00001	0.809
Conjoint - semaines travaillées	0.003	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
Âge du chef du ménage						
Âge du chef du ménage	0.110	0.000	0.100	0.000	0.039	0.000
Âge au carré	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.0005	0.000
Statut d'immigrant	-0.178	0.000	-0.060	0.000	-0.021	0.000

	Quintile de revenu		
	Inférieur	Médian	Supérieur
Nombre d'observations	60,569	188,767	150,880
Modèle 1			
Pseudo *R-carré*	0.007	0.001	0.007
Khi-carré de Wald	511.580	140.590	521.770
Log pseudo-vraisemblance	-192,383	-580,854	-242,938
Modèle 2			
Pseudo *R-carré*	0.152	0.064	0.053
Khi-carré de Wald	5,223	11,325	4,409
Log pseudo-vraisemblance	-164,404	-544,107	-231,682

Notes : Les variables de conjoncture du marché et les variables de situation financière (sauf la richesse) ont toutes été normalisées au moyen de l'écart-type de la variable pour tout l'échantillon (sauf pour le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu, pour lequel sont exclus les 5 % supérieurs et inférieurs des ménages répartis selon le revenu du ménage). Les coefficients mesurent la variation de la variable dépendante résultant d'une variation d'un écart-type de la variable indépendante.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

En ce qui concerne la conjoncture du marché du logement, le coût relatif de location a un effet positif sur le taux d'accession à la propriété des ménages du quintile inférieur, mais l'estimation ponctuelle diminue lorsque le revenu augmente, de sorte que, pour le quintile supérieur de revenu, l'effet estimé est négatif. Ce résultat suggère fortement que les logements occupés par leur propriétaire sont des substituts des logements locatifs, et vice versa, pour les ménages à faible revenu, mais non pour ceux à revenu élevé; autrement dit, il n'existe aucune espérance raisonnable d'arbitrage entre la location et la propriété du logement pour les ménages à revenu élevé. La variation du ratio prix-loyer des logements possède généralement le signe positif attendu, mais son effet marginal est modeste et n'est statistiquement significatif que pour les ménages du quintile supérieur de revenu. Enfin, les ménages dont le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu est élevé sont moins susceptibles que les autres d'être propriétaires, mais cet effet n'est vérifié que pour les ménages à revenu plus élevé. Pour les ménages à faible revenu, le coefficient n'est pas significatif. À première vue, ce résultat est inattendu, parce qu'il serait raisonnable de s'attendre à ce que les ménages à faible revenu soient particulièrement sensibles aux charges de remboursement d'un prêt hypothécaire. Cependant, si les propriétaires à faible revenu étaient moins susceptibles de participer au marché hypothécaire, ce résultat serait plus compréhensible. Et il en est ainsi chez les jeunes propriétaires à faible revenu, la valeur nette moyenne du logement et la proportion de ménages n'ayant pas de première hypothèque dépassant celles observées pour les ménages des quintiles médian et supérieur de revenu (voir le tableau 9). Ces ménages ont réussi à faire suffisamment d'économies ou ont eu accès à d'autres sources de capital, ce qui leur a permis d'acheter leur logement au comptant ou de faire un versement comptant important qui minimise leurs frais hypothécaires mensuels.

Tableau 9

Valeur nette du logement et proportion de ménages sans première hypothèque, ménages de 20 à 39 ans, pour certains quintiles de revenu, 2005

Quintile de revenu	Part nette moyenne	Pas de première hypothèque
	pourcentage	pourcentage de ménages
Inférieur	51	30
Médian	38	8
Supérieur	47	7

Source : Statistique Canada, Enquête sur la sécurité financière (2005).

En ce qui concerne la situation financière des ménages, le revenu permanent a un effet positif sur le taux d'accession à la propriété, particulièrement chez les ménages du quintile médian[14]. La richesse a un effet positif, mais qui diminue lorsque le revenu augmente, résultat qui laisse entendre que la nécessité de faire un versement comptant exerce une contrainte sur tous les ménages, mais que l'effet est plus prononcé chez les couples avec enfants du quintile inférieur de revenu. L'effet de l'incertitude du revenu (revenu transitoire ou permanent) est négatif et significatif pour les ménages à faible revenu, mais positif et significatif pour ceux des quintiles médian et supérieur de revenu. L'on s'attend à ce que l'effet de l'incertitude du revenu soit négatif, car l'incertitude devrait en principe accroître la valeur d'option de l'achat différé d'un logement. Pour les ménages à faible revenu dont le budget n'offre qu'une faible protection contre un choc de revenu, le signe négatif va dans le sens des attentes. Le signe positif

14. Il pourrait sembler que l'effet du revenu est contrôlé deux fois ici, puisque les régressions sont effectuées pour les divers quintiles de revenu et que le revenu permanent est inclus dans le modèle. Il faut toutefois se souvenir que le revenu courant d'une personne peut différer de son revenu permanent, particulièrement pour celles du quintile inférieur de revenu.

observé pour les ménages du quintile médian de revenu reflète peut-être l'association positive entre l'incertitude et l'épargne, qui, à son tour, facilite la transition de la location à la propriété (Fisher et Gervais 2009).

Enfin, la participation des ménages au marché du travail, mesurée par le nombre d'heures et de semaines de travail, n'a aucun effet économiquement significatif sur le taux d'accession à la propriété. Par contre, la situation d'immigration du ménage présente une forte association avec la probabilité d'accéder à la propriété, qui diminue lorsque le revenu augmente; autrement dit, un immigrant du quintile inférieur de revenu est 18 % moins susceptible d'être propriétaire d'un logement qu'un non-immigrant, tandis qu'un immigrant du quintile supérieur de revenu est 2 % moins susceptible qu'un non-immigrant d'être propriétaire d'un logement.

La question qui nous intéresse est de savoir dans quelle mesure les corrélats expliquent les tendances de l'accession à la propriété selon le quintile de revenu chez les jeunes couples avec enfants. La baisse des taux d'accession à la propriété après 1981 chez les ménages du quintile inférieur de revenu persiste après que l'on tienne compte de l'effet des corrélats. Pour les ménages des quintiles médian et supérieur, le modèle révèle une discontinuité structurelle apparente entre 1981 et 1986; c'est-à-dire que l'on observe une baisse de la propension à devenir propriétaire après 1981. Néanmoins, à part ce mouvement à la baisse, il ne se dégage aucun changement apparent de la tendance du taux d'accession à la propriété. Pour les quintiles médian et supérieur de revenu, le résultat du modèle n'est pas tant d'expliquer les tendances respectives de l'accession à la propriété dans ces quintiles que de révéler un changement sous-jacent qui a rendu les ménages de ces quintiles moins susceptibles d'accéder à la propriété, toutes choses étant égales par ailleurs. Les éléments qui sous-tendent ce changement sont une question sur laquelle la discussion reviendra plus loin.

Pour les jeunes personnes hors famille (tableau 10), les effets marginaux sont comparables à ceux observés pour les couples avec enfants, mais il existe des exceptions. La variation du ratio prix-loyer a un effet marginal positif plus prononcé, surtout chez les ménages du quintile supérieur de revenu. Cela fait penser que les attentes quant aux gains en capital influencent davantage le choix du mode d'occupation du logement des personnes hors famille que des couples avec enfants. L'effet du revenu permanent est négatif chez les personnes hors famille — contrairement à ce qui est observé pour les couples avec enfants — ce qui va à l'encontre des attentes. Aucune association significative n'est constatée entre la richesse et l'accession à la propriété.

La principale différence entre les personnes hors famille et les couples avec enfants concerne les tendances de l'accession à la propriété indiquée par les variables binaires d'année. Contrairement à la situation observée pour les couples avec enfants, le taux d'accession à la propriété des personnes hors famille augmente dans tous les quintiles de revenu. Toutefois, après prise en compte de la conjoncture du marché du logement et de la situation financière des ménages, on constate également la discontinuité structurelle observée pour les couples avec enfants.

Jusqu'à présent, la discontinuité structurelle observée dans la série entre 1981 et 1986 pour les jeunes couples avec enfants ainsi que pour les personnes jeunes hors famille n'a pas été examinée. Une cause éventuelle de cette discontinuité est le transfert du risque de taux d'intérêt des prêteurs aux emprunteurs qui a atteint un sommet au début des années 1980. À la fin des années 1960 et au début des années 1970, la hausse des taux d'intérêt a exposé les prêteurs canadiens à un risque de taux d'intérêt accru. En réaction, ils ont raccourci le terme des prêts hypothécaires qui est passé de 25 ans à 5 ans et « ... au début des années 1980, des prêts d'une durée de plus de trois ans n'étaient pas disponibles et certains prêteurs limitaient

leur menu de termes de prêt à 1 an ou moins. » [traduction] (Jones, 1996, p. 91) Ce transfert du risque de taux d'intérêt des prêteurs aux emprunteurs signifie que les ménages à faible revenu, dont le budget serait gravement grevé par une hausse des paiements hypothécaires, hésiteraient davantage à demander un prêt hypothécaire (Breslaw et coll., 1996). Même si les produits hypothécaires sont devenus moins contraignants depuis le début des années 1980, les hausses des taux d'intérêt qui ont lieu au début des années 1980 et au début des années 1990 pourraient avoir eu pour conséquence de plus grandes attentes quant au risque de taux d'intérêt qui n'ont pas diminué au cours du temps.

Tableau 10

Effets marginaux sur la probabilité d'être propriétaire d'un logement, personnes hors famille de 20 à 39 ans, selon certains quintiles de revenu

	Quintile inférieur		Quintile médian		Quintile supérieur	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Modèle 1						
Variables binaires d'année						
1986	0.021	0.000	0.030	0.000	0.031	0.014
1991	0.026	0.000	0.085	0.000	0.070	0.000
1996	0.036	0.000	0.126	0.000	0.125	0.000
2001	0.064	0.000	0.146	0.000	0.076	0.000
2006	0.107	0.000	0.242	0.000	0.225	0.000
Modèle 2						
Variables binaires d'année						
1986	0.004	0.733	-0.089	0.000	-0.131	0.000
1991	-0.003	0.740	-0.010	0.647	-0.005	0.898
1996	0.006	0.541	-0.012	0.634	-0.030	0.482
2001	0.025	0.063	-0.001	0.943	-0.108	0.008
2006	0.104	0.000	0.119	0.000	0.003	0.920
Conjoncture du marché						
Coût relatif (ratio location à la propriété)	0.052	0.000	0.061	0.000	-0.010	0.325
Prix relatif (ratio prix-loyer)	0.0004	0.963	0.028	0.014	0.057	0.000
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu	0.000002	0.239	-0.086	0.002	-0.196	0.000
Situation financière						
Revenu permanent	-0.005	0.210	-0.053	0.000	-0.027	0.001
Richesse	0.010	0.061	0.003	0.816	0.004	0.701
Ratio du revenu transitoire au revenu permanent	-0.045	0.001	0.034	0.003	0.010	0.442
Participation au marché du travail						
Chef du ménage - heures travaillées	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
Chef du ménage - semaines travaillées	0.001	0.000	0.001	0.000	0.004	0.000
Âge du chef du ménage						
Âge du chef du ménage	0.021	0.000	0.071	0.000	0.068	0.000
Âge au carré	-0.0002	0.001	-0.001	0.000	-0.001	0.001
Statut d'immigrant	-0.003	0.851	-0.011	0.403	0.009	0.643

	Quintile inférieur	Quintile médian	Quintile supérieur
Nombre d'observations	117,665	81,056	23,920
Modèle 1			
Pseudo *R-carré*	0.009	0.019	0.014
Khi-carré de Wald	774	1,646	379
Log pseudo-vraisemblance	-247,755	-262,194	-87,491
Modèle 2			
Pseudo *R-carré*	0.090	0.085	0.079
Khi-carré de Wald	5,109	6,662	3,802
Log pseudo-vraisemblance	-227,444	-244,558	-81,664

Notes : Les variables de conjoncture du marché et les variables de situation financière (sauf la richesse) ont toutes été normalisées au moyen de l'écart-type de la variable pour tout l'échantillon (sauf pour le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu, pour lequel sont exclus les 5 % supérieurs et inférieurs des ménages répartis selon le revenu du ménage). Les coefficients mesurent la variation de la variable dépendante résultant d'une variation d'un écart-type de la variable indépendante.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

Si le risque croissant de taux d'intérêt, qui avait effectivement été transféré des prêteurs aux propriétaires d'un logement sous forme de prêts hypothécaires de plus courte durée en 1981, sous-tend la discontinuité structurelle observée entre 1981 et 1986, l'effet marginal du ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu devrait augmenter de 1981 à 1986. Autrement dit, la valeur actualisée nette, corrigée du risque, des frais d'intérêt payés durant la période d'amortissement du prêt hypothécaire serait plus élevée pour des charges de remboursement données, ce qui augmenterait effectivement le coût de l'accession à la propriété. Afin de tenir compte du risque de taux d'intérêt croissant dans le modèle, celui-ci comprend un terme d'interaction du ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu avec une variable binaire pour les années 1986 à 2006, tant pour les couples avec enfants que pour les personnes hors famille (voir les tableaux 11 et 12). Comme prévu, l'effet marginal des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire augmente entre 1981 et 1986 pour les ménages des quintiles médian et supérieur de revenu, quel que soit le genre de ménage. Aucun effet différentiel n'est constaté pour les ménages du quintile inférieur de revenu. Ce résultat tient aussi qualitativement quand le modèle est exécuté séparément par année, approche qui permet que tous les coefficients varient au cours du temps.

L'examen des deux tableaux montre aussi que, lorsque l'on permet à l'effet marginal des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire de varier entre 1981 et la période d'après 1981, les variables binaires d'année reviennent essentiellement à leur niveau original. D'une manière générale, le modèle n'explique pas les tendances différentes de l'accession à la propriété selon le quintile de revenu. Cependant, il fournit des preuves que la sensibilité des ménages au risque de taux d'intérêt a augmenté au cours de la période. C'est la baisse des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire (voir le tableau 4), particulièrement après 1991, qui a neutralisé l'effet de la hausse du risque de taux d'intérêt sur la décision d'accéder à la propriété.

Tableau 11

Effets marginaux sur les chances d'être propriétaire d'un logement, après prise en compte de la variation après 1981 du ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu, ménages de 20 à 39 ans — Couples avec enfants (certaines variables)

	Quintile de revenu					
	Inférieur		Médian		Supérieur	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Variables binaires d'année						
1986	-0.053	0.000	0.015	0.038	0.010	0.026
1991	-0.117	0.000	0.064	0.000	0.031	0.000
1996	-0.151	0.000	-0.019	0.010	0.025	0.000
2001	-0.151	0.000	-0.037	0.000	0.016	0.000
2006	-0.099	0.000	-0.021	0.008	0.035	0.000
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu	-0.00001	0.974	-0.066	0.000	-0.015	0.001
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu x après 1981	0.00001	0.961	-0.165	0.000	-0.073	0.000
	Quintile de revenu					
	Inférieur		Médian		Supérieur	
Nombre d'observations	60,569		188,767		150,880	
Pseudo *R-carré*	0.152		0.068		0.055	
Khi-carré de Wald	7,893		12,032		4,755	
Log pseudo-vraisemblance	-164,404		-541,817		-231,296	

Notes : Le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu a été normalisé au moyen de l'écart-type de la variable dans tout l'échantillon, sauf les 5 % supérieurs et inférieurs des ménages répartis selon le revenu du ménage. Les coefficients mesurent la variation de la variable dépendante résultant d'une variation d'un écart-type de la variable indépendante.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

Tableau 12

Effets marginaux sur les chances d'être propriétaire d'un logement, après prise en compte de la variation après 1981 du ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu, ménages de 20 à 39 ans — Personnes hors famille (certaines variables)

	Quintile de revenu					
	Inférieur		Médian		Supérieur	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Variables binaires d'année						
1986	0.004	0.345	-0.002	0.916	0.031	0.244
1991	-0.003	0.431	0.093	0.000	0.175	0.000
1996	0.005	0.172	0.085	0.000	0.135	0.000
2001	0.025	0.000	0.095	0.000	0.051	0.050
2006	0.104	0.000	0.222	0.000	0.163	0.000
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu	-0.000003	0.746	-0.040	0.000	-0.055	0.023
Ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu x après 1981	0.000004	0.591	-0.068	0.000	-0.246	0.000

	Quintile de revenu		
	Inférieur	Médian	Supérieur
Nombre d'observations	117,665	81,056	23,920
Pseudo *R-carré*	0.090	0.085	0.081
Khi-carré de Wald	6,444	6,196	1,971
Log pseudo-vraisemblance	-227,443	-244,403	-81,491

Notes : Le ratio des charges de remboursement d'un prêt hypothécaire au revenu a été normalisé au moyen de l'écart-type de la variable dans tout l'échantillon, sauf les 5 % supérieurs et inférieurs des ménages répartis selon le revenu du ménage. Les coefficients mesurent la variation de la variable dépendante résultant d'une variation d'un écart-type de la variable indépendante.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population (1981 à 2006) et Enquête sur la sécurité financière (1999 et 2005).

6 Conclusions

Au cours des années 1980 et des années 1990, et jusqu'au milieu des années 2000, une proportion croissante de Canadiens sont devenus propriétaires plutôt que locataires de leur logement. Cette tendance aurait été encore plus prononcée si ce n'était la propension des Canadiens à retarder la création d'une famille, laquelle coïncide souvent avec l'achat d'un premier logement.

Outre les facteurs démographiques, la décision d'un ménage d'accéder à la propriété est associée à des incitations économiques fondamentales. Les ménages sont plus enclins à choisir d'être propriétaires de leur logement lorsque le coût de propriété diminue, comparativement au coût de location ou quand le coût d'emprunt diminue comparativement au revenu. Il se fait aussi que l'effet marginal du coût d'emprunt a augmenté significativement entre 1981 et 1986, ce qui est en harmonie avec la hausse du risque de taux d'intérêt. Les taux d'accession à la propriété se sont maintenus ou ont augmenté au cours de la période parce que la hausse du risque de taux d'intérêt a été contrebalancée par la baisse des charges hypothécaires. En outre, il existe des preuves que les ménages sont plus susceptibles de devenir propriétaires lorsqu'ils s'attendent à une augmentation des gains en capital résultant de l'investissement dans un logement.

Le choix du mode d'occupation du logement ne dépend pas uniquement des coûts relatifs. Les incitations fiscales et les contraintes d'emprunt sont également associées à la décision d'accéder à la propriété. Les ménages dont le revenu permanent est élevé sont plus susceptibles que les autres d'être propriétaires, ce qui est en accord avec le fait qu'accéder à la propriété offre un avantage fiscal au propriétaire à revenu élevé dont le taux d'imposition marginal est élevé. Les ménages sont également plus susceptibles d'accéder à la propriété s'ils ont accumulé suffisamment de richesse pour faire un versement comptant normal. Ce résultat est en accord avec le fait que les contraintes d'emprunt (c.-à-d. exigence d'un versement comptant minimal) ont un effet négatif sur la capacité des ménages à financer l'achat d'un logement.

Bien que l'accession à la propriété soit devenue une alternative à la location de plus en plus populaire, cette tendance ne se vérifie pas pour tous les ménages. Les jeunes ménages à faible revenu, surtout les couples avec enfants, sont de plus en plus nombreux à louer plutôt qu'à être propriétaires. En revanche, les personnes hors famille sont de plus en plus nombreuses à se tourner vers la propriété. Il en est ainsi pour les ménages de ce type des quintiles inférieur et supérieur de revenu, quoique la tendance soit plus marquée pour les ménages à revenu élevé. Lorsque l'on tient compte de l'effet des incitations économiques classiques du côté de la demande, cette tendance fondamentale qui se dégage des données persiste généralement, ce qui donne à penser que la structure sous-jacente du marché du logement a évolué.

7 Annexe : Appariement des scores de propension

Par appariement des scores de propension (ASP), on entend la formation de paires d'unités de traitement et témoins dont les valeurs sont similaires pour le score de propension et pour d'autres covariables. Comme il est discuté dans Dehejia et Wahba (2002), l'ASP est un moyen plus efficace de créer un ensemble d'unités appariées que la totalisation croisée des données sur un ensemble de caractéristiques des groupes témoins possibles. En outre, même si l'on utilise les données de recensement, la totalisation croisée des données selon les caractéristiques du logement et la région peut produire de nombreuses cellules ne contenant que quelques observations. Étant donné que le parc de logements locatifs et le parc de logements occupés par le propriétaire sont assez différents, les comparaisons directes de leur coût relatif représentent, au mieux, un exercice périlleux. L'utilisation d'un modèle ASP aide à contourner ce problème en créant des groupes traités et des groupes témoins (logements occupés en propriété et logements locatifs) dont les caractéristiques sous-jacentes sont ajustées de manière que les deux groupes, en moyenne, se ressemblent.

Une autre option que la totalisation croisée des données et l'ASP consiste à recourir aux techniques hédoniques, c'est-à-dire la méthode classique utilisée pour mesurer la valeur des services de logement pour les logements occupés par leur propriétaire. Dans d'autres travaux (Brown et coll., 2010), les techniques hédoniques ont donné de bons résultats pour la plus grande partie du parc de logements, mais ne prédisaient pas efficacement les loyers pour les logements dont la valeur se situe dans le quintile supérieur. Comme la méthode ASP a pour objectif d'apparier des logements similaires, elle pourrait permettre de mesurer plus exactement les loyers des logements dont le prix est élevé. Cet aspect est particulièrement important dans la présente analyse, en raison des comportements différents des ménages à revenu faible et à revenu élevé.

Il existe diverses techniques d'appariement des scores de propension, dont l'appariement par la méthode du plus proche voisin (ou appariement de un à un avec remise) et l'appariement fondé sur la méthode du noyau. Dans l'approche du plus proche voisin, les ménages du groupe de traitement sont appariés aux ménages du groupe témoin ayant le score de propension le plus proche. Dans l'approche fondée sur la méthode du noyau, chaque ménage du groupe de traitement est apparié à une somme pondérée de ménages ayant des scores de propension similaires, en attribuant le poids le plus élevé aux ménages dont le score est le plus proche. Cette dernière méthode est censée être plus efficace, puisque l'appariement par la méthode du plus proche voisin a tendance à écarter une quantité importante d'information provenant du groupe témoin. Cependant, comme l'appariement par la méthode du noyau demande de très nombreux calculs et que l'échantillon est suffisamment grand dans la plupart des cas pour permettre d'écarter des unités sans perdre trop d'information, l'appariement par la méthode du plus proche voisin a été choisi.

Le modèle ASP est estimé séparément pour chaque année et pour chaque marché géographique. Les marchés géographiques sont définis comme étant les régions métropolitaines (RMR et AR), avec la partie non métropolitaine des provinces divisées en ZIM. Cela permet des variations entre les marchés du logement locaux. Le modèle ASP est une fonction des caractéristiques des logements et des emplacements, et est spécifié comme suit :

$$\Pr(Propriétaire) = f\left(Type_i, Pièces_i, Quartier_i\right),$$

où $\Pr(Propriétaire)$ est la probabilité d'être propriétaire d'un logement, $Type_i$ est le type de logement, $Pièces_i$ est le nombre de pièces, et $Quartier_i$ englobe un ensemble de caractéristiques

du quartier, y compris le revenu médian dans le quartier, la proportion de logements occupés par leur propriétaire et la proportion d'adultes ayant fait des études universitaires. Pour cette régression logistique, les logements ayant la même probabilité d'être un logement locatif sont appariés de manière que la distribution globale du coût de propriété d'un logement est prédite pour les locataires, sur la base du processus d'appariement des logements occupés par leur propriétaire aux logements locatifs ayant des caractéristiques similaires. Enfin, le ratio du coût de location au coût de propriété du logement est déterminé pour chaque ménage en utilisant uniquement les données appariées.

Des tests d'appariement du score de propension ont été effectués pour déterminer pour chaque variable du modèle si la moyenne était statistiquement différente de celle calculée pour l'échantillon apparié. Les résultats sont présentés au tableau 13 pour certaines régions métropolitaines (Halifax, Toronto et Calgary) pour 2006.

En général, la routine d'appariement a donné de bons résultats. Bien qu'un écart statistiquement significatif entre le groupe traité et le groupe témoin persiste après l'achèvement de l'appariement, il était souvent assez faible. Par exemple, à Halifax, seulement 7 % du groupe traité, mais 77 % du groupe témoin correspondait à des appartements. Après l'appariement, 6 % du groupe traité et du groupe témoin correspondaient à des appartements.

Tableau 13
Tests d'appariement des scores de propension pour Halifax, Toronto et Calgary, 2006

	Halifax				Toronto				Calgary			
	Traitement	Témoin			Traitement	Témoin			Traitement	Témoin		
	moyenne	moyenne	test t	valeur p	moyenne	moyenne	test t	valeur p	moyenne	moyenne	test t	valeur p
Types de logements												
Maison jumelée												
Non apparié	0.08	0.05	10.0	0.000	0.11	0.02	90.5	0.000	0.05	0.07	-6.8	0.000
Apparié	0.07	0.07	-1.6	0.101	0.11	0.13	-22.3	0.000	0.06	0.06	0.0	0.969
Maison en rangée												
Non apparié	0.03	0.04	-4.2	0.000	0.09	0.06	33.2	0.000	0.08	0.12	-19.3	0.000
Apparié	0.03	0.02	0.3	0.763	0.09	0.10	-8.6	0.000	0.08	0.08	-1.5	0.137
Duplex												
Non apparié	0.03	0.06	-13.6	0.000	0.04	0.05	-11.6	0.000	0.02	0.09	-47.5	0.000
Apparié	0.02	0.02	-1.0	0.341	0.04	0.03	6.4	0.000	0.02	0.02	4.3	0.000
Appartement												
Non apparié	0.07	0.77	-179.9	0.000	0.17	0.81	-469.3	0.000	0.10	0.54	-154.6	0.000
Apparié	0.06	0.06	1.1	0.267	0.16	0.17	-12.7	0.000	0.10	0.10	-0.8	0.411
Maison mobile												
Non apparié	0.03	0.01	15.2	0.000	0.00	0.00	1.0	0.322	0.01	0.00	2.3	0.024
Apparié	0.03	0.03	0.7	0.515	0.00	0.00	0.6	0.560	0.01	0.01	0.5	0.647
Nombre de pièces												
Nombre de chambres à coucher												
Non apparié	3.11	1.78	120.9	0.000	3.19	1.62	409.5	0.000	3.19	2.00	138.2	0.000
Apparié	3.14	3.14	-0.1	0.935	3.22	3.25	-8.0	0.000	3.15	3.26	-17.8	0.000
Nombre d'autres pièces												
Non apparié	4.62	2.75	93.5	0.000	4.11	2.51	279.8	0.000	4.33	2.83	103.7	0.000
Apparié	4.68	4.70	-1.0	0.326	4.15	4.13	3.6	0.000	4.14	4.10	3.9	0.000

Voir la source à la fin du tableau

Tableau 13

Tests d'appariement des scores de propension pour Halifax, Toronto et Calgary, 2006 (fin)

	Halifax				Toronto				Calgary			
	Traitement	Témoin			Traitement	Témoin			Traitement	Témoin		
	moyenne	moyenne	test t	valeur p	moyenne	moyenne	test t	valeur p	moyenne	moyenne	test t	valeur p
Caractéristiques de l'aire de diffusion												
Revenu médian (logarithme)												
Non apparié	11.03	10.60	99.6	0.000	11.22	10.72	353.6	0.000	11.25	10.81	150.2	0.000
Apparié	11.05	11.00	14.6	0.000	11.23	11.19	32.6	0.000	11.24	11.18	28.3	0.000
Proportion de logements occupés par le propriétaire												
Non apparié	0.80	0.35	154.7	0.000	0.82	0.37	534.6	0.000	0.83	0.47	209.1	0.000
Apparié	0.81	0.79	6.9	0.000	0.82	0.81	15.5	0.000	0.82	0.81	13.3	0.000
Proportion de logements vieux de 20 ans												
Non apparié	0.62	0.71	-28.0	0.000	0.58	0.78	-152.4	0.000	0.50	0.78	-87.4	0.000
Apparié	0.61	0.63	-6.2	0.000	0.58	0.56	19.4	0.000	0.51	0.51	0.7	0.499
Proportion de logements nécessitant d'importantes réparations												
Non apparié	0.06	0.08	-19.8	0.000	0.05	0.08	-170.7	0.000	0.04	0.07	-69.5	0.000
Apparié	0.06	0.07	-16.3	0.000	0.05	0.05	4.4	0.000	0.04	0.04	-3.8	0.000
Logarithme de la valeur médiane des maisons occupées en propriété												
Non apparié	10.59	3.51	130.6	0.000	11.50	4.14	446.1	0.000	11.55	5.48	171.7	0.000
Apparié	10.75	10.71	1.3	0.213	11.55	11.70	-13.8	0.000	11.51	11.46	2.4	0.015
Proportion d'adultes ayant fait des études universitaires												
Non apparié	0.31	0.35	-15.8	0.000	0.37	0.38	-14.8	0.000	0.35	0.34	7.0	0.000
Apparié	0.31	0.31	-0.6	0.538	0.37	0.38	-7.6	0.000	0.35	0.34	11.0	0.000
Proportion de personnes à revenu faible												
Non apparié	0.08	0.19	-100.3	0.000	0.11	0.23	-323.6	0.000	0.09	0.18	-135.6	0.000
Apparié	0.07	0.08	-0.6	0.542	0.11	0.11	-13.4	0.000	0.09	0.09	-13.4	0.000
	Halifax				Toronto				Calgary			
Nombre d'observations	29,904				348,272				80,871			

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 1981 à 2006.

Bibliographie

Akerlof, G.A. 1970. « The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism ». *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 84. N° 3. p. 488 à 500.

Banque du Canada. 2010. « Données historiques sur les taux d'intérêt ». « Taux d'intérêt ». « Taux et statistiques ». *Banque du Canada*. www.banqueducanada.ca/taux/taux-dinteret/donnees-historiques-sur-les-taux-dinteret/ (consulté le 17 octobre 2012).

Bourassa, S.C., et M. Hoesli. 2010. « Why do the Swiss rent? » *Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol. 40. N° 3. p. 286 à 309.

Breslaw, J., I. Irvine et A. Rahman. 1996. « Instrument choice: The demand for mortgages in Canada ». *Journal of Urban Economics*. Vol. 39. N° 3. p. 282 à 302.

Brown, W.M., F. Hou et A. Lafrance. 2010. *Revenus des Canadiens à l'âge de la retraite et en âge de travailler : prise en compte de la propriété*. Produit n° 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Série de documents de recherche sur l'analyse économique. N° 64.

Brown, W.M., et A. Lafrance. 2010. *Revenu provenant d'un logement occupé en propriété chez les Canadiens en âge de travailler et à l'âge de la retraite, 1969 à 2006*. Produit n° 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Série de documents de recherche sur l'analyse économique. N° 66.

Burda, M.C. 1995. *Migration and the Option Value of Waiting*. London, U.K. Centre for Economic Policy Research. Discussion Paper. N° 1229.

Dehejia, R.H., et S. Wahba. 2002. « Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies ». *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 84. N° 1. p. 151 à 161.

Díaz, A., et M.J. Luengo-Prado. 2008. « On the user cost and homeownership ». *Review of Economic Dynamics*. Vol. 11. N° 3. p. 584 à 613.

Diaz-Serrano, L. 2005. « Labor income uncertainty, skewness and homeownership: A panel data study for Germany and Spain ». *Journal of Urban Economics*. Vol. 58. N° 1. p. 156 à 176.

Dusansky, R., et C. Koç. 2007. « The capital gains effect in the demand for housing ». *Journal of Urban Economics*. Vol. 61. N° 2. p. 287 à 298.

Fisher, J.D.M., et M. Gervais. 2009. *Why Has Home Ownership Fallen Among the Young?* Chicago, Illinois. Federal Reserve Bank of Chicago. Working Paper. N° WP-09-01.

Fu, Y. 1995. « Uncertainty, liquidity, and housing choices ». *Regional Science and Urban Economics*. Vol. 25. N° 2. p. 223 à 236.

Gillingham, R. 1983. « Measuring the cost of shelter for homeowners: Theoretical and empirical considerations ». *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 65. N° 2. p. 254 à 265.

Goodman, A.C. 1988. « An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand ». *Journal of Urban Economics*. Vol. 23. N° 3. p. 327 à 353.

Halket, J., et M. Pignatti. 2010. *Housing Tenure Choices with Private Information and Customization*. University of Essex, Institute for Fiscal Studies and ESRC. New York University and Luiss. Working paper.

Hamilton, M. 2001. « The financial circumstances of elderly canadians and the implications for the design of Canada's retirement income system ». *The State of Economics in Canada: Festschrift in Honour of David Slater*. Publié sous la direction de P. Grady et A. Sharp. Montréal, Québec. McGill-Queens University Press. p. 225 à 254.

Hansen, J.D., et M. Skak. 2005. *Economics of housing tenure choice*. Odense, Denmark. Department of Business and Economics, University of Southern Denmark. Working paper.

Haurin, D.R., et H.L. Gill. 2002. « The impact of transaction costs and the expected length of stay on homeownership ». *Journal of Urban Economics*. Vol. 51. N° 3. p. 563 à 584.

Haurin, D.R., P.H. Hendershott et S.M. Wachter. 1996. *Borrowing Constraints and the Tenure Choice of Young Households*. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research. NBER Working Papers. N° 5630.

Haurin, D.R., P.H. Hendershott et S.M. Wachter. 1997. « Borrowing constraints and tenure choice of young households ». *Journal of Housing Research*. Vol. 8. N° 2. p. 137 à 154.

Henderson, J.V., et Y.M. Ioannides. 1983. « A model of housing tenure choice ». *American Economic Review*. Vol. 73. N° 1. p. 98 à 113.

Hou, F. 2010. « Incidence de l'âge, du revenu et de la structure de la famille sur l'accession à la propriété ». *L'Observateur économique canadien*. Vol. 23. N° 2. Produit n° 11-010-X au catalogue de Statistique Canada.

Jones, L.D. 1996. « The evolving Canadian housing finance system and the role of government ». *Secondary Mortgage Markets: International Perspectives*. Publié sous la direction de M.J. Lea. Chicago, Illinois. International Union for Housing Finance. p. 89 à 97.

Linneman, P.D., et S.M. Wachter. 1989. « The impacts of borrowing constraints on homeownership ». *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. Vol. 17. N° 4. p. 389 à 402.

Pindyck, R.S. 1991. « Irreversibility, uncertainty, and investment ». *Journal of Economic Literature*. Vol. 29. N° 3. p. 1110 à 1148.

Robst, J., R. Deitz et K. McGoldrick. 1999. « Income variability, uncertainty and housing tenure choice ». *Regional Science and Urban Economics*. Vol. 29. N° 2. p. 219 à 229.

Smith, G., et M.H. Smith. 2006. « Bubble, Bubble, Where's the Housing Bubble? » *Brookings Panel on Economic Activity*. Du 30 au 31mars. Ébauche préliminaire.